



BANCA D'ITALIA
EUROSISTEMA

Temi di discussione

(Working papers)

La relazione tra gettito tributario
e quadro macroeconomico in Italia

di Alberto Locarno e Alessandra Staderini

Dicembre 2008

Numero

694

La serie “Temi di discussione” intende promuovere la circolazione, in versione provvisoria, di lavori prodotti all’interno della Banca d’Italia o presentati da economisti esterni nel corso di seminari presso l’Istituto, al fine di suscitare commenti critici e suggerimenti.

I lavori pubblicati nella serie riflettono esclusivamente le opinioni degli autori e non impegnano la responsabilità dell’Istituto.

Comitato di redazione: PATRIZIO PAGANO, ALFONSO ROSOLIA, UGO ALBERTAZZI, CLAUDIA BIANCOTTI, GIULIO NICOLETTI, PAOLO PINOTTI, ENRICO SETTE, MARCO TABOGA, PIETRO TOMMASINO, FABRIZIO VENDITTI.

Segreteria: ROBERTO MARANO, NICOLETTA OLIVANTI.

LA RELAZIONE TRA GETTITO TRIBUTARIO E QUADRO MACROECONOMICO IN ITALIA

di Alberto Locarno* e Alessandra Staderini**

Sommario

Questo lavoro analizza l'andamento delle entrate tributarie in Italia nel periodo 1978-2006, studiando la relazione tra la dinamica del gettito e l'evoluzione del quadro macroeconomico. Le serie del gettito effettivo vengono corrette per gli interventi discrezionali, trasformate in aliquote implicite e scomposte in componenti strutturali. Sulla parte di trend è condotta un'analisi di regressione, che mette in evidenza come alla dinamica del gettito concorrano, oltre alle variabili più comunemente utilizzate nei modelli di previsione, una pluralità di fattori: alcuni - i tassi di interesse, il prezzo del petrolio, l'output gap, l'inflazione - hanno un effetto diretto sulle aliquote implicite; altri - la quota dei profitti di banche e imprese quotate, il peso dei consumi energetici sul totale della spesa, gli acquisti di beni durevoli - influenzano indirettamente l'incidenza del prelievo, perché comportano spostamenti delle basi imponibili tra settori caratterizzati da diverse possibilità di evasione.

Classificazione JEL: C22, E62, H2.

Parole chiave: Entrate tributarie, misure discrezionali, scomposizione in componenti strutturali.

Indice

1. Introduzione	3
2. Correzione per gli interventi discrezionali	5
2.1 I dati	5
2.2 Gli interventi discrezionali negli anni dal 1978 al 2006	6
3. Correzione per i fattori erratici e ciclici	10
3.1 I modelli strutturali a componenti non osservabili	10
3.2 Selezione del modello e risultati	12
4. Aliquote implicite: uno strumento per analizzare l'elasticità	13
5. Analisi econometrica	17
6. Conclusioni	21
Appendice 1	24
Appendice 2	26
Riferimenti bibliografici	34

* Banca d'Italia, Servizio Studi di congiuntura e politica monetaria

** Banca d'Italia, Servizio Studi di struttura economica e finanziaria

1. Introduzione¹

Per valutare la solidità delle finanze pubbliche di un paese è sempre più diffuso il ricorso a indicatori di bilancio corretti per gli effetti del ciclo economico. Stime comparabili tra paesi di tali effetti sono, in particolare, regolarmente pubblicate da oltre un decennio dalla Commissione europea, dal FMI e dall'OCSE.²

Nelle metodologie più utilizzate, la correzione per gli effetti del ciclo viene apportata essenzialmente alle entrate, ipotizzando una relazione stabile tra la dinamica dei tributi e il quadro macroeconomico, che può essere adeguatamente riprodotta da un numero limitato di variabili. Le metodologie si differenziano tra quelle che si basano su un'elasticità aggregata del complesso delle entrate rispetto al PIL, con l'ipotesi implicita che modifiche nella composizione del PIL non abbiano un impatto significativo, e quelle che invece utilizzano elasticità distinte per le principali categorie di entrate, ciascuna rispetto alle principali variabili macroeconomiche che definiscono la composizione del prodotto (consumi, retribuzioni lorde, risultato di gestione).

In connessione con il manifestarsi in molti paesi di entrate inattese nel biennio 2006-07, alcuni studi di natura empirica hanno messo in evidenza i limiti delle suddette ipotesi, facendo emergere come l'adozione di modelli troppo semplificati possa condurre a errori di previsione nel breve termine e a una non corretta valutazione della stance di politica di bilancio.³ In particolare è stata sottoposta a verifica l'ipotesi di elasticità costante del gettito alle principali basi imponibili macroeconomiche, con il ricorso a modelli econometrici che distinguono tra breve e lungo periodo, ed è stato affrontato l'aspetto della adeguata rappresentazione del quadro macroeconomico, arricchendo la lista delle variabili che spiegano la dinamica del

¹ Gli autori desiderano ringraziare Giampaolo Arachi, Sandro Momigliano, Geremia Palomba e due anonimi referee per gli utili suggerimenti. Un ringraziamento va anche a Claudio De Vincenzi, Giuseppe Pisauro e Ruggero Paladini per aver letto e commentato una precedente versione del lavoro.

² Queste metodologie sono descritte per la Commissione europea, per l'OCSE e per la BCE rispettivamente in European Commission (1995), Giorio *et al.* (1995), Bouthevillain *et al.* (2001). Con riferimento all'Italia si veda anche Momigliano e Staderini (1999), Ginebri *et al.* (2005).

³ Questi contributi si rifanno a un filone della letteratura teorica che viene solitamente fatto risalire a Groves e Kahn (1952), con contributi importanti di Fox e Campbell (1984), Sobel e Holcombe (1996).

gettito con l'introduzione, ad esempio, di quelle rappresentative dell'andamento dei mercati immobiliare e azionario.⁴

Questo lavoro si inserisce nel dibattito con un'analisi approfondita della dinamica del gettito tributario in Italia negli ultimi trenta anni, differenziandosi dalla letteratura più recente per la metodologia econometrica utilizzata, che si basa su tecniche di filtraggio ed equazioni statiche anziché su modelli a correzione dell'errore.

Le serie delle entrate tributarie sono state preliminarmente sottoposte a due tipi di aggiustamenti. In primo luogo, le serie storiche sono state corrette per escludere gli effetti delle modifiche normative attuate nel periodo; a tal fine sono state ricostruite le principali misure introdotte dal 1978 a oggi, fornendo un quadro degli effetti finanziari della politica tributaria in Italia che, per la durata e l'analiticità della ricostruzione a livello di singole imposte, non ha precedenti in letteratura.⁵ In secondo luogo, è stato applicato alle serie un filtro statistico, con la finalità di eliminare la componente ciclica e i fattori erratici.

L'analisi econometrica delle serie così corrette è stata effettuata sulle corrispondenti aliquote implicite, ossia sul rapporto tra il gettito e la variabile macroeconomica che meglio approssima la relativa base imponibile.

Il lavoro è così strutturato. Nel paragrafo successivo vengono brevemente descritti i dati utilizzati e vengono richiamati i principali provvedimenti di politica tributaria, di natura tanto transitoria quanto permanente; la metodologia utilizzata per correggere le serie è descritta nell'Appendice 1. Nel terzo paragrafo viene condotta l'analisi statistica delle serie storiche; la descrizione della metodologia adottata viene riportata nell'Appendice 2. Nel quarto paragrafo

⁴ Wolswijk (2007) e Swiston *et al.* (2007) si sono focalizzati sull'analisi dell'elasticità di breve periodo, ed hanno verificato come essa risulti maggiore di quella di lungo periodo nelle fasi espansive del ciclo. Si veda Morris e Schuknecht (2007) e Martinez Montagay *et al.* (2007) per l'introduzione di nuove variabili. Un utile riferimento è anche Commissione europea (2008).

⁵ Anche in Marino *et al.* (2008) vengono ricostruiti gli interventi discrezionali di politica tributaria, ma limitatamente al periodo 1998-2006. L'operazione viene fatta nell'ambito di una metodologia sviluppata per l'analisi strutturale dei conti pubblici, nella quale la dinamica dei flussi del bilancio pubblico viene scomposta in componenti attribuibili a misure discrezionali e in componenti dovute al ciclo economico (Kremer *et al.*, 2006). Rispetto a tale metodologia, questo lavoro si differenzia per l'individuazione della componente ciclica, mentre utilizza una tecnica analoga per quantificare gli interventi discrezionali; in questo ultimo caso i risultati sono coerenti anche se non coincidono, perché nei due lavori si fa riferimento ad aggregati di entrate tributarie diverse (quelle della contabilità economica del SEC95 in Marino *et al.*; quelle di cassa del bilancio dello Stato - con Irpef e Ires di competenza - in questo studio).

vengono commentati i trend delle aliquote implicite corrette. Nel quinto paragrafo vengono riportati e commentati i risultati dell'analisi econometrica.

2. Correzione per gli interventi discrezionali

2.1 I dati

Oggetto dell'analisi sono le entrate tributarie contabilizzate nel bilancio di cassa dello Stato (incassi di bilancio), a cui sono state aggiunte le imposte locali introdotte con la riforma del 1998 (IRAP e addizionali all'Irpef; Fig. 1). Questo aggregato rappresenta circa l'85 per cento delle entrate tributarie riferibili alle Amministrazioni pubbliche.⁶ L'uso dei dati di cassa del bilancio dello Stato consente di calcolare, anche per le imprese, le imposte di competenza, che vengono ricostruite aggiungendo agli acconti versati nell'anno il saldo corrisposto in quello successivo.⁷ Il ricorso alle imposte di competenza facilita l'analisi delle relazioni tra il gettito tributario e le variabili macroeconomiche usate come proxy della base imponibile.

L'analisi è condotta su quattro imposte distinte: 1) l'Irpef versata (con ritenuta alla fonte) dai lavoratori dipendenti; 2) l'Irpef versata in autotassazione; 3) l'Irpeg-Ires (Ires nel prosieguo del lavoro);⁸ 4) l'IVA. La scelta di questi tributi è stata determinata dalla loro rilevanza in termini quantitativi nel caso delle ritenute Irpef e dell'IVA (che rappresentano circa il 50 per cento rispettivamente delle imposte dirette e delle imposte indirette), o dalla elevata variabilità in termini di incidenza nel caso delle imposte versate in autotassazione, che si riferiscono principalmente alla tassazione dei risultati di esercizio delle imprese.

Sono state inoltre analizzate le serie relative al totale delle imposte dirette (Irpef e addizionali, Ires, Ilor, imposte sostitutive sui rendimenti delle attività finanziarie, imposte

⁶ La quota è stata calcolata tenendo conto delle differenze contabili esistenti tra gli incassi del bilancio dello Stato e le entrate tributarie del conto economico delle Amministrazioni pubbliche. Per maggiori dettagli sulla definizione di entrate tributarie adottata nel lavoro si rimanda all'Appendice 1.

⁷ I dati sulle entrate tributarie di cassa contabilizzate nel bilancio dello Stato sono tradizionalmente pubblicati dalla Banca d'Italia (dati mensili aggregati nel supplemento di Finanza pubblica al Bollettino statistico; dati annuali disaggregati per singolo tributo nella Relazione annuale). Esistono altri due tipi di dati sulle entrate tributarie: a) quelli sottostanti al conto economico delle Amministrazioni pubbliche (elaborati secondo i criteri contabili del SEC95), b) quelli relativi ai cosiddetti accertamenti del bilancio dello Stato (espressi in termini di competenza giuridica). I primi sono pubblicati dall'Istat per il periodo 1980-2007; per questi dati, il tipo di dettaglio reso disponibile non consente di ricostruire la competenza economica delle imposte sul reddito delle imprese, cosa invece possibile con le statistiche pubblicate dal Ministero dell'Economia e delle finanze, che però presentano discontinuità nelle serie storiche e non possono essere utilizzate in stime econometriche.

⁸ L'Ires, l'imposta sul reddito delle società, era denominata Irpeg prima della riforma del 2004.

dirette minori) e delle indirette (IVA, altre imposte sugli affari, imposte su produzione e consumo, imposta sui tabacchi, IRAP). Ciascuna delle due componenti rappresenta circa il 50 per cento del totale delle entrate tributarie.

2.2 *Gli interventi discrezionali negli anni dal 1978 al 2006*

Le serie del gettito tributario sono corrette per gli interventi discrezionali. La metodologia utilizzata, che consiste nell'aggiungere al gettito effettivo di ogni anno l'effetto cumulato degli interventi adottati da allora fino al 2006, consente di correggere le serie per i salti di livello dovuti all'introduzione di nuove norme. L'entità dei singoli interventi è riportata nella tavola 1. Questa metodologia non consente, invece, di correggere per quelle modifiche che alterano la reattività dell'imposta alla base imponibile (come nel caso degli interventi che modificano il grado di progressività dell'Irpef, con riferimento ai quali si riesce a correggere solo per gli effetti di gettito nel primo anno di applicazione) o che dipendono da modifiche nel comportamento dei contribuenti (come il grado di adesione alle norme tributarie).

Per la quantificazione degli effetti delle misure sono stati presi dove possibili i dati di consuntivo (per le imposte straordinarie); dove si è ricorso alle stime ex-ante si è avuto cura di verificare che esse fossero in linea con i commenti ex post ripresi in pubblicazioni dell'epoca⁹ (per una ricostruzione dettagliata della metodologia utilizzata si rimanda all'Appendice 1).

Nel periodo analizzato (1978-2006) il sistema tributario italiano è stato oggetto di modifiche continue, che hanno influenzato fortemente la dinamica delle entrate. La ricostruzione degli interventi discrezionali ha messo in evidenza l'esistenza di diverse fasi nella politica tributaria.

Negli anni ottanta prevalevano gli interventi sulle imposte indirette. In una prima fase venivano coinvolte l'IVA, in connessione con il processo di convergenza delle aliquote stabilito in ambito europeo, e le accise sull'energia (forme di prelievo commisurate alle quantità), quale reazione alle oscillazioni del prezzo del petrolio e all'elevata inflazione. In una seconda fase, che inizia nel 1987, gli interventi di politica tributaria venivano esplicitamente indirizzati a spostare il carico fiscale sull'imposizione indiretta:¹⁰ da un lato, con un innalzamento delle aliquote delle principali imposte (accise sugli oli minerali, elettricità, metano, tasse sugli

⁹ Si fa riferimento in particolare alle pubblicazioni della Banca d'Italia (Relazione annuale e Bollettino economico). Informazioni riguardanti gli anni ottanta sono state tratte anche da Morcaldo (2005).

¹⁰ Si veda Banca d'Italia, Relazione sull'anno 1987.

affari) e, dall'altro, con un alleggerimento del carico dell'imposta personale (ristrutturazione di scaglioni e aliquote nel 1989, introduzione nel 1990 di un meccanismo di correzione automatica del drenaggio fiscale).

Nel periodo 1988-1990, l'aumento delle aliquote delle imposte indirette forniva un gettito aggiuntivo dell'ordine dello 0,8 per cento del PIL all'anno.¹¹ Sul finire degli anni ottanta iniziava l'azione di riequilibrio delle finanze pubbliche, che si rafforzava nella prima metà degli anni novanta, caratterizzandosi per significativi interventi di inasprimento del prelievo.¹²

Nel biennio 1992-93 ritornavano prevalenti gli interventi sulle imposte dirette. Le modifiche permanenti riguardavano in particolare il prelievo sulle imprese e sul lavoro autonomo, mentre il comparto delle imposte indirette veniva interessato da un processo di razionalizzazione e semplificazione, che portava alla soppressione prima di alcune accise minori (nel 1993) e poi di alcune voci della tassa sulle concessioni governative (nel biennio 1994-95). Il contributo fornito alla crescita del gettito dagli inasprimenti permanenti si attenuava a metà degli anni novanta, per poi venire meno sul finire del decennio: una volta garantito l'ingresso nell'unione monetaria, la politica tributaria poteva perseguire obiettivi di razionalizzazione del sistema e di maggiore neutralità nell'imposizione. Ne erano esempi l'introduzione della DIT (dal 1997),¹³ la riforma dell'IRAP¹⁴ e quella della tassazione delle attività finanziarie, queste ultime due in vigore dal 1998. Le misure in campo tributario risultavano coerenti con la più generale intonazione della politica di bilancio, che rifletteva la convinzione dei *policy maker* di un risanamento delle finanze pubbliche oramai compiuto.¹⁵

¹¹ Occorre ricordare che in quegli anni le aliquote delle accise sui prodotti petroliferi erano oggetto di continue modifiche, di cui non è facile trovare sempre traccia; a solo titolo di esempio, si ricorda che nel 1991 il governo modificava per sei volte (tre in aumento e tre in diminuzione) l'aliquota dell'imposta di fabbricazione sulla benzina.

¹² Per un approfondimento del dibattito dell'epoca, si vedano Ceriani *et al.* (1992) e Morcaldo (2005).

¹³ Sulla riforma degli anni 1997-98 si rimanda a Staderini (2001).

¹⁴ L'introduzione dell'IRAP non era stata motivata con la necessità di ottenere gettito aggiuntivo: la sua creazione, in sostituzione di alcuni tributi e della componente degli oneri sociali destinata a finanziare il sistema sanitario, era stata presentata come neutrale rispetto al gettito aggregato. Nell'immediato la riforma comportava una riduzione di gettito, quantificata nell'anno 1998 in circa 4 decimi di punto percentuale di PIL. Nel lavoro la correzione per le misure discrezionali non ha riguardato questa riforma.

¹⁵ Sulle politiche di risanamento delle finanze pubbliche negli anni novanta si vedano Spaventa e Chiorazzo (2000), Degni *et al.* (2001), Balassone *et al.* (2002), Franco (2006).

Questa consapevolezza, insieme all'esigenza di una politica di bilancio espansiva per contrastare il forte rallentamento dell'economia italiana, portava all'avvio di una fase di sgravi fiscali in favore di famiglie e imprese, in linea con quanto avveniva negli altri paesi europei.¹⁶ In favore delle famiglie, gli sgravi venivano concessi attraverso modifiche permanenti all'imposta personale e riguardavano inizialmente l'aumento delle detrazioni e modifiche marginali alle aliquote e, a partire dal 2003, la struttura dell'imposta.¹⁷ Le imprese beneficiavano principalmente della riduzione dell'aliquota dell'Ires, che scendeva gradualmente dal 37 per cento del 2000 al 33 del 2004.¹⁸

Nel 2005 venivano di nuovo varate misure di inasprimento del prelievo,¹⁹ che riguardavano in particolare le imprese.²⁰ Nel complesso del periodo 2000-05 venivano concessi sgravi stimabili in circa lo 0,4 per cento del PIL all'anno.

Nell'arco temporale considerato, sono state frequentemente introdotte misure con finalità di contrasto all'elusione e all'evasione. Gli effetti attesi in termini di maggiori entrate da questo tipo di intervento non sono stati inclusi nella ricostruzione delle misure discrezionali effettuata in questo lavoro, per la difficoltà di valutare anche ex-post l'adequatezza delle stime quantitative elaborate ex-ante.

Negli ultimi anni un contributo alla crescita del gettito è stato fornito dall'introduzione e dal potenziamento degli studi di settore, introdotti con una legge del 1993, applicati a partire dal 1998²¹ e oggetto di una revisione negli anni 2005-06. Il contributo alla crescita delle

¹⁶ Per una rassegna delle politiche fiscali adottate dai paesi dell'area dell'euro dopo la creazione della moneta unica, si veda Balassone *et al.* (2003).

¹⁷ Per una descrizione e una valutazione degli effetti delle modifiche all'Irpef negli anni 2000-05 si rimanda a Marino *et al.* (2007) e Marino e Staderini (2006).

¹⁸ Per una ricostruzione degli interventi di politica tributaria in favore delle imprese, si rimanda a Monacelli *et al.* (2001) e Gennari *et al.* (2005).

¹⁹ Nel luglio del 2005 il Consiglio della UE rilevava nei confronti dell'Italia l'esistenza di una situazione di disavanzo eccessivo e stabiliva un termine di sei mesi per l'adozione di misure volte a riportare l'indebitamento netto entro il limite del 3 per cento del PIL nel 2007.

²⁰ L'anno 2005 veniva interessato dall'entrata in vigore di sgravi fiscali in favore delle famiglie (il cosiddetto "secondo modulo" della riforma dell'imposta personale) e da aumenti della base imponibile dell'Ires. Questi ultimi, varati con la manovra per il 2006, emergevano per la prima volta in occasione del saldo delle imposte versato dalle imprese nel 2006, ma per le modalità con cui sono ricostruite le imposte sulle imprese in questo lavoro (che includono nelle imposte di competenza dell'anno t il saldo versato nell'anno $t+1$) nei nostri dati emergono già nel 2005.

²¹ Tra il 1998 e il 2000 entravano in vigore oltre il 50 per cento degli studi, riguardanti il 75 per cento

entrate fornito dagli studi di settore sembra trovare conferma nella dinamica del gettito sia dell'Irpef versata in autotassazione, sia dell'IVA: la prima registra una crescita sostenuta negli anni 1999-2000;²² la seconda nel 1999, 2000 e 2006. L'efficacia degli studi di settore sembra venire meno negli anni successivi alle revisioni: l'esperienza suggerisce come i contribuenti, dopo aver adeguato al rialzo i loro imponibili, sviluppino maggiori capacità di utilizzare tali strumento per eludere l'imposta.²³

Riassumendo, le modifiche permanenti al sistema tributario, da meramente episodiche fino alla metà degli anni ottanta, divenivano in seguito parte integrante del risanamento dei conti pubblici, dando luogo a consistenti inasprimenti del prelievo soprattutto nella prima metà degli anni novanta. Negli anni 2001-05 gli interventi venivano indirizzati a ridurre la pressione fiscale. Dal 2005 riprendevano le misure di innalzamento del prelievo, contestualmente agli ultimi sgravi Irpef.

Il ricorso a misure di natura temporanea si è intensificato negli anni novanta, in connessione con il rafforzamento del processo di consolidamento delle finanze pubbliche. Dal 1992, in particolare, gli introiti di natura temporanea hanno rappresentato una costante della politica tributaria italiana. Negli anni 1992-2006 tali introiti sono risultati pari in media allo 0,8 per cento del PIL all'anno.²⁴ Tra le misure di natura temporanea un posto di rilievo è stato rappresentato dai condoni: nel periodo oggetto della nostra analisi sono stati introdotti 4 condoni di carattere generale con effetti di gettito rilevanti negli anni 1983-84, 1992-93, 1995-96, 2003-04.²⁵

della platea dei contribuenti interessati. Per una ricostruzione dell'introduzione degli studi di settore nel nostro ordinamento si veda Longobardi (2001).

²² Si veda su questo argomento Abritta *et al.* (2003).

²³ Si veda a questo proposito Santoro (2006).

²⁴ In questo lavoro sono considerati interventi *una tantum*: 1) le imposte straordinarie il cui gettito è rinvenibile in appositi capitoli di bilancio; 2) gli incrementi di gettito *una tantum* relativi ai tributi permanenti, solo se di importo rilevante (per la difficoltà di enucleare quelli di importo modesto all'interno del gettito dei capitoli corrispondenti ai tributi permanenti). Nel lavoro non sono, invece, considerati: 1) gli incrementi di gettito straordinari (cosiddetti "automatismi dell'autotassazione") che si realizzano il primo anno di introduzione di un provvedimento di modifica del reddito d'impresa (esclusi nel lavoro perchè non rilevanti a causa delle modalità di ricostruzione in termini di competenza delle imposte versate dalle imprese); 2) le agevolazioni temporanee in favore delle imprese.

²⁵ Per una rassegna della teoria economica dei condoni e per una stima degli effetti sul gettito complessivo del ricorso ai condoni si veda Bernasconi e La Pecorella (2006).

3. Correzione per i fattori erratici e ciclici

3.1 I modelli strutturali a componenti non osservabili

Per identificare il *trend* del gettito dei principali tributi si è ricorsi alla tecnica di scomposizione delle serie storiche in componenti strutturali. Questo approccio, illustrata diffusamente da Harvey,²⁶ permette di identificare gli elementi costitutivi di una serie storica - il *trend*, il ciclo, la stagionalità e il "rumore", cioè la parte puramente erratica legata alle fluttuazioni a frequenze elevate - e di individuarne gli andamenti di medio-lungo periodo.

Il modello utilizzato in questo lavoro è il seguente:

$$(1) \quad y_t = \mu_t + \psi_t + \varepsilon_t$$

dove μ_t costituisce il *trend* della serie, ψ_t il ciclo e ε_t il termine di errore idiosincratico. Per μ_t si assume che

$$(2) \quad \begin{cases} \mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \\ \beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t \end{cases}$$

dove η_t e ζ_t sono innovazioni indipendenti, a media zero e varianza costante, pari, rispettivamente, a σ_η^2 e σ_ζ^2 . Il *trend* è rappresentato da un processo integrato del secondo ordine, di tipo *random walk with drift*, in cui il livello e la pendenza sono variabili casuali. Per modellare invece la componente ciclica, si fa ricorso alla funzione trigonometrica coseno e a perturbazioni stocastiche, che generano fluttuazioni erratiche attorno a un andamento oscillatorio altrimenti deterministico (cfr. Appendice 2). Questa rappresentazione è denominata *local linear trend*; casi particolari si ottengono imponendo restrizioni sulla volatilità di η_t , ζ_t o ψ_t .

Poiché sia la componente ciclica sia quella di *trend* sono processi markoviani, il modello possiede una rappresentazione nello spazio degli stati; se gli errori hanno una distribuzione gaussiana, tramite il filtro di Kalman e la scomposizione dell'errore di previsione è possibile calcolare la funzione di verosimiglianza del modello e stimare il valore degli iperparametri

²⁶ Il testo di riferimento principale è Harvey (1989), che contiene un'ampia esposizione dei fondamenti teorici e dell'evoluzione storica dei modelli di scomposizione in componenti strutturali. Rispetto a modelli con componenti strutturali deterministiche o basati su tecniche di filtraggio *ad hoc* (come ad esempio la procedura di previsione di Holt-Winters), questa tecnica consente di ottenere stime di massima verosimiglianza dei parametri del modello e previsioni formulate in termini di intervalli di confidenza; inoltre, la specificazione può essere selezionata sulla base dell'evidenza empirica, anziché semplicemente postulata.

incogniti.²⁷ La selezione del modello che garantisce la miglior interpolazione dei dati viene fatta analizzando le proprietà dei residui (cfr. Appendice 2).

Nel trentennio considerato in questo lavoro, le proprietà statistiche di alcune delle serie del gettito tributario sono stata alterate da provvedimenti che hanno modificato le modalità di riscossione e la struttura del prelievo. Questo è avvenuto in maniera rilevante in 3 casi: (i) nel 1993, in occasione dell'abolizione del prelievo alla dogana dell'IVA sulle importazioni dai paesi dell'UE; (ii) nel 1996, quando sono cambiate le modalità di tassazione dei rendimenti obbligazionari; (iii) nel 1998, quando è entrata in vigore la riforma che ha portato all'introduzione dell'IRAP. In questi casi, poiché non è stato possibile correggere direttamente i dati relativi al gettito, il modello base è stato modificato introducendo le cosiddette *intervention dummies*.²⁸ L'analisi preliminare dei dati ha inoltre evidenziato la presenza di osservazioni anomale nella serie delle ritenute sui redditi da lavoro dipendente (nel 1998) e in quella dell'Irpef versata in autotassazione dagli autonomi (nel 1992).²⁹ La scomposizione in componenti strutturali è stata quindi effettuata non sulla serie osservata y_t , ma sul residuo $y_t - \delta d_t$, dove d_t rappresenta la variabile (o il vettore di variabili) di comodo e δ il suo coefficiente.

²⁷ I parametri di un modello *local linear trend* sono $\vartheta \equiv \{\sigma_\varepsilon, \sigma_\eta, \sigma_\zeta, \sigma_\omega, \rho, \lambda_c\}$. $\sigma_\varepsilon, \sigma_\eta$ e σ_ζ sono, rispettivamente, le varianze del *noise* e delle innovazioni al livello e alla pendenza del trend, mentre σ_ω, ρ e λ_c sono i parametri che si riferiscono alla componente ciclica ψ_t (vedi Appendice 2). Essi sono in genere chiamati iperparametri per distinguerli dalle componenti del vettore degli stati che possono essere interpretati come parametri variabili.

²⁸ Vengono chiamate *intervention variables* o *intervention dummies* le variabili di comodo usate per tener conto di variazioni - sia temporanee, sia permanenti - nel processo generatore dei dati. La prima modifica ha interessato la specificazione del modello per le imposte indirette e per l'IVA ed è stata colta per mezzo di una dummy uguale a 1 nel 1993 e a zero in tutti gli altri periodi, mentre la seconda ha riguardato l'Irpeg/Ires e ha comportato l'introduzione di una variabile di comodo a scalino, pari a zero fino al 1996, a 0,5 l'anno dopo e a 1 successivamente. La riforma fiscale del 1998, che ha comportato una redistribuzione del gettito dai contributi sociali e dalle imposte dirette a quelle indirette, è stata modellata per mezzo di due variabili di comodo: la prima, nulla fino al 1997, ha consentito di cogliere l'abolizione dell'Ilor e l'introduzione dell'IRAP; la seconda - pari a 1 nel 1999 e 2000, a 2 nel 2001 e 2002 e a 3 successivamente - ha permesso di approssimare l'andamento crescente delle addizionali Irpef, il cui gettito è aumentato nel tempo in maniera graduale. Introdotte per la prima volta nel 1999, le entrate generate dalle addizionali Irpef rimangono intorno ai 2,5 miliardi nel 1999-2000; salgono a circa 5 miliardi nel 2001-02; arrivano agli attuali 8 miliardi circa dal 2003.

²⁹ Il dato anomalo del 1998 deriva da forti ritardi nella contabilizzazione in bilancio delle ritenute sui redditi da lavoro dipendente che hanno fatto slittare parte degli incassi del 1998 all'anno successivo; si ricorda che in questo lavoro, relativamente a questa componente, il gettito di ciascun anno è ricostruito sottraendo il dato del mese di gennaio e aggiungendo quello del mese di gennaio dell'anno successivo (si veda l'Appendice 1). L'*outlier* del 1992 è invece da ricondurre al peso straordinario delle misure di inasprimento del prelievo adottate nell'anno, la cui entità può risultare sottostimata nel lavoro, per la difficoltà di tener conto di tutti i provvedimenti presi anche nel corso dell'anno.

3.2 Selezione del modello e risultati

La selezione del modello di scomposizione che meglio si adatta ai dati è stata fatta mettendo a confronto 4 specificazioni: il modello generale; quello in cui la pendenza del *trend* è non stocastica ($\sigma_{\zeta}^2 = 0$); quello in cui il livello di μ_t è fisso ($\sigma_{\eta}^2 = 0$); quello senza componente ciclica ($\sigma_{\kappa}^2 = \sigma_{\kappa^*}^2 = 0$). Una prima scrematura viene fatta eliminando i modelli i cui residui risultano non gaussiani o serialmente correlati; quindi si arriva alla scelta finale selezionando la specificazione che presenta il minor numero di parametri e il miglior adattamento ai dati, quest'ultimo misurato per mezzo dell'errore standard e del coefficiente di determinazione (cfr. Appendice 2).³⁰

L'analisi è stata effettuata sulle sei componenti del prelievo e per tre definizioni di gettito: quello effettivo riportato nel bilancio dello Stato, quello al netto delle imposte una tantum, quello corretto per il complesso delle misure discrezionali sia una tantum, sia permanenti.

Per ciascuna variabile è stata considerata sia la trasformata logaritmica, sia l'aliquota implicita, ottenuta rapportando il gettito alla variabile macroeconomica che meglio approssima la base imponibile. La proxy selezionata è stata il PIL per le imposte dirette; i consumi nominali per l'IVA e le imposte indirette; il monte salari per le ritenute Irpef sul lavoro dipendente; il risultato lordo di gestione del settore privato per l'Ires e l'Irpef versata in autotassazione. Come già più volte ricordato, per le variabili utilizzate al numeratore le imposte sono state ricostruite in termini di competenza economica; si ottengono in questo modo delle aliquote implicite che rappresentano l'incidenza del prelievo sulla base imponibile. Sono stati stimati quindi 36 modelli.³¹ I risultati sono riportati nelle tavole 2a-2c e 3a-3c.

Relativamente alle aliquote implicite delle serie corrette per gli interventi discrezionali, su cui si è incentrata l'analisi che segue, i risultati delle stime mettono in evidenza che³²:

(i) quando le entrate tributarie sono espresse in rapporto alla base imponibile, non esiste una specificazione che domina nettamente sulle altre e le differenze di *goodness-of-fit* tra i modelli si riducono rispetto a quanto emerge nel caso delle serie espresse in scala logaritmica.

³⁰ In nessun dei casi analizzati in questo lavoro si è verificato che le due statistiche fornissero indicazioni diverse.

³¹ La scomposizione in componenti strutturali delle serie del gettito tributario è stata condotta con il software *Stamp* inserito nella versione 2.20 di *GiveWin*.

³² Per una descrizione dei risultati delle altre stime si rimanda all'Appendice 2.

La specificazione più frequentemente selezionata è quella che assume una pendenza non-stocastica, ma in circa la metà dei casi il modello non ristretto o quello *smooth trend* sembrano garantire risultati migliori. Pur nell'impossibilità di tracciare linee di demarcazione precise, i risultati ottenuti suggeriscono che un modello con $\sigma_{\zeta} = 0$ appare più appropriato per serie che - come le aliquote - fluttuano attorno a un livello medio costante, mentre una pendenza variabile nel tempo ($\sigma_{\zeta} \neq 0$) si adatta meglio a variabili che - come il logaritmo del gettito dei tributi - crescono stabilmente.

(ii) la componente ciclica, pur spiegando una parte ridotta della volatilità delle serie tributarie, non può essere omessa dalla scomposizione, pena un forte peggioramento del *fitting*. Nelle variabili espresse in rapporto alla base imponibile, il peso ridotto della componente ciclica è giustificato dal fatto che le fluttuazioni del numeratore e del denominatore si elidono reciprocamente, riducendo notevolmente il contributo alla varianza totale delle onde di periodo compreso tra i 2 e gli 8 anni.

Una volta individuata la specificazione migliore, le serie sono state depurate dalle componenti cicliche e irregolari.³³

4. Aliquote implicite: uno strumento per analizzare l'elasticità

L'aliquota implicita è un utile strumento di analisi che consente di mettere in relazione con maggior chiarezza l'andamento del gettito e l'evoluzione dell'economia. Anche limitandosi all'analisi grafica, emerge come le aliquote implicite siano in grado di offrire un quadro dell'evoluzione delle entrate più completo rispetto a quello rinvenibile dall'analisi del gettito effettivo. Quest'ultimo farebbe, ad esempio, emergere una marcata decelerazione del gettito a partire dalla metà degli anni ottanta, che si acuisce negli anni 2001-05 e che, infine, si traduce in un'accelerazione a partire dal 2006 (Fig 2a e, per la componente di trend, 3a). Correggendo il gettito per le misure discrezionali, si attenua la stagnazione degli anni 2001-05 (connessa con le misure di sgravio fiscale adottate nei primi anni del 2000 e, in misura minore, dei crediti d'imposta maturati nell'ambito del risparmio gestito nel 2001); permane, tuttavia, il

³³ Con riferimento alle imposte dirette, si evidenzia a partire dal 1998 una divaricazione tra andamento effettivo e trend in tutte le tre definizioni di gettito; essa dipende dalla riforma fiscale del 1998, di cui si è tenuto conto nella stima del *trend* per mezzo di *dummies*, diversamente da quanto fatto per gli altri interventi di natura permanente. Un andamento simmetrico, ma di segno opposto, si nota nel caso delle imposte indirette: negli ultimi 9 anni la componente strutturale si mantiene stabilmente al di sotto del gettito effettivo, poiché essa non incorpora i maggiori introiti legati all'IRAP.

rallentamento registrato dalla metà degli anni ottanta, che risente dell'evoluzione del contesto economico (Figg. 2b,2c e, per la componente di trend, 3b,3c). Nel corso dell'ultimo quarto di secolo, infatti, la dinamica dei prezzi e il potenziale di crescita dell'economia italiana si sono ridotti in misura considerevole: mentre nella prima metà degli anni '80 il PIL nominale aumentava a tassi superiori al 10 per cento annuo, nel periodo 2001-06 il prodotto è cresciuto in media del 3,6 per cento.

Rapportando il gettito a una variabile macroeconomica correlata con la base imponibile, il quadro cambia completamente (Figg. 2d, 2e, 2f) e diventa di più immediata lettura con l'estrazione del trend (Figg. 3d, 3e, 3f). In particolare, tenendo conto dell'evoluzione del contesto economico, non emerge un rallentamento nelle potenzialità di produrre gettito del sistema tributario, mentre risulta evidente come l'incidenza del prelievo sia in ascesa da alcuni anni e abbia raggiunto livelli storicamente elevati.³⁴

Di particolare rilievo è l'analisi del prelievo strutturale (la componente di trend delle serie corrette per le misure discrezionali temporanee e permanenti), che fornisce indicazioni sull'elasticità del gettito alla sua base imponibile: aliquote costanti nel tempo corrispondono all'ipotesi di elasticità unitaria rispetto alla base imponibile (PIL, consumi, retribuzioni, risultato lordo di gestione), come viene assunto nei modelli più comunemente utilizzati per correggere le entrate tributarie per gli effetti del ciclo economico.³⁵ L'analisi grafica del trend dell'aliquota implicita (Fig. 3f) mette in evidenza come essa presenti, invece, ampie fluttuazioni.

L'Irpef sulle ritenute da lavoro dipendente mostra un trend in continua ascesa in tutto il periodo campionario, in connessione con la sua struttura progressiva dell'imposta, che si accentua nei periodi di inflazione elevata, perchè gli interventi di restituzione del drenaggio fiscale sono stati nella maggior parte dei casi parziali. L'andamento tendenziale dell'aliquota, tuttavia, non cresce in modo monotono, suggerendo un'elasticità non solo superiore a uno, ma anche variabile nel tempo, in connessione con gli interventi sulla struttura impositiva che ne

³⁴ Come ricordato anche nella nota 33, occorre ribadire che lo scostamento che emerge tra *trend* e serie dell'aliquota implicita nella figura 3f a partire dal 1998 dipende dalla riforma del 1998 (introduzione dell'IRAP tra le indirette, delle addizionali all'Irpef tra le dirette a contestuale abolizione dell'Ilor).

³⁵ In generale, poiché l'aliquota implicita τ è definita come rapporto tra gettito E e base imponibile B , vale la relazione: $d \ln \tau = d \ln E - d \ln B$. Per l'elasticità η si ha invece che: $\eta = \frac{d \ln E}{d \ln B}$. Ne consegue quindi che un aumento (diminuzione) dell'aliquota implicita equivale a un incremento (riduzione) dell'elasticità.

hanno modificato il grado di progressività (tavola 4). Vale la pena ribadire che la metodologia utilizzata in questo lavoro per correggere per le misure discrezionali è in grado di cogliere solo l'impatto sul gettito nell'anno in cui l'intervento è adottato e non corregge per le modifiche nel grado di progressività dell'imposta.³⁶

Per le imposte dirette sulle imprese (Irpef versata in autotassazione e Ires) il trend dell'aliquota implicita mostra maggiori fluttuazioni, anche per la difficoltà di individuare una variabile macroeconomica sufficientemente vicina alla base imponibile. Entrambe le imposte mostrano negli ultimi anni un trend ascendente, che nel caso dell'Irpef in autotassazione comincia dalla fine degli anni novanta, mentre per l'Ires è più recente.³⁷ Nel primo caso l'aumento dell'aliquota potrebbe essere posto in connessione con l'introduzione degli studi di settore. Nel caso dell'aumento dell'incidenza dell'Ires sul risultato lordo di gestione, è interessante osservare come questo fenomeno sia stato riscontrato anche in altre economie avanzate: analisi comparate sulla fiscalità a carico delle imprese nei principali paesi OCSE hanno messo in evidenza come alla riduzione delle aliquote legali, indotta dalla competizione fiscale, non abbia fatto riscontro una riduzione del gettito, che anzi in media è aumentato.³⁸ Analisi empiriche hanno messo in evidenza come l'aumento del gettito sia da porre in connessione con l'andamento del prezzo delle attività reali e finanziarie³⁹ e con l'aumento della quota dei profitti sul PIL, legato in particolare alla crescita relativamente più elevata della redditività del settore del credito e delle assicurazioni.⁴⁰

Per il totale delle imposte dirette, l'andamento ascendente dell'aliquota implicita sembra guidato principalmente da quello delle ritenute Irpef sui redditi da lavoro dipendente, anche se con una maggiore variabilità connessa alla presenza delle imposte versate in autotassazione e al complesso delle imposte sostitutive sui rendimenti delle attività finanziarie. Quest'ultima

³⁶ Si veda la tavola 4 per una rassegna degli interventi di modifica dell'Irpef effettuati con la finalità di restituzione del drenaggio fiscale e per il calcolo di un indicatore del grado di progressività della struttura impositiva in ciascun anno. Il grado di progressività dell'Irpef è stato ricostruito come media semplice degli indici di Liability Progression (LP) calcolati per una scala di redditi assunti costanti in valore reale.

³⁷ Per una riflessione approfondita sullo stato dell'arte della tassazione delle società in Italia si veda Ceriani (2006).

³⁸ A questo proposito si veda Devereux e Sorenson (2006).

³⁹ Si veda a questo proposito Morris e Schuknecht (2007).

⁴⁰ Quest'ultima tesi è sostenuta da Devereux e Klemm (2004), con particolare riferimento al caso del Regno Unito.

componente, che ha rappresentato quasi il 10 per cento del gettito tributario fino al 1996, per poi scendere intorno al 4 per cento, è caratterizzata da estrema variabilità in connessione con la dinamica dei tassi di interessi e con le innumerevoli modifiche alle aliquote e alle modalità di versamento testimoniate dalla ricostruzione riportata nella tavola 4 (colonne 6 e 7). Il totale delle imposte dirette è cresciuto molto fino alla fine degli anni ottanta, risentendo principalmente dell'interazione tra gli elevati tassi di inflazione e la struttura progressiva dell'imposta personale; essa ha beneficiato anche dell'entrata in vigore di nuove e più efficaci modalità di riscossione dei tributi (ritenute alla fonte, autoliquidazione, acconti). Negli anni novanta, invece, l'aliquota scende in alcuni anni e la componente di trend si stabilizza. Questa tendenza si inverte decisamente a partire dalla fine degli anni novanta e l'aliquota si riporta sui livelli massimi registrati nel trentennio.

Tra le imposte indirette, il trend dell'aliquota implicita dell'IVA è in forte crescita dal 1999, dopo una caduta di quasi due punti tra l'inizio degli anni ottanta e la fine degli anni novanta. La dinamica dell'aliquota implicita potrebbe riflettere modifiche nella composizione dei consumi tra beni caratterizzati da diverse aliquote e diverse possibilità di evasione.

Per il totale delle imposte indirette, la dinamica di medio-lungo termine dell'aliquota implicita mostra come, in assenza di interventi discrezionali, il gettito sarebbe cresciuto fino al 1997 a un ritmo notevolmente inferiore a quello dei consumi nominali, riflettendo la presenza in questo aggregato di imposte sulla quantità (accise sui prodotti energetici, tariffe delle principali imposte sugli affari). Nella ricostruzione degli interventi discrezionali si è tenuto conto anche degli interventi disposti su queste imposte, per adeguarne il gettito alla dinamica dei prezzi. A conferma del ruolo giocato dalle imposte in somma fissa nella caduta dell'aliquota implicita, si osserva come la discesa dell'aliquota implicita riguardi, infatti, solo in minima parte l'IVA (l'aliquota implicita dell'IVA scende tra il 1980 e il 1997 di meno di 2 punti percentuali, contro gli oltre 7 punti del totale delle imposte indirette). Anche per le imposte indirette l'incidenza del prelievo torna a salire a partire dalla fine degli anni novanta.

Le fluttuazioni della componente di trend dell'aliquota implicita indicano che l'ipotesi di costanza dell'elasticità del gettito rispetto alla variabile macroeconomica usata come proxy della base imponibile è molto forte; segnala, inoltre, come alla dinamica del gettito concorrano altre variabili, oltre a quelle utilizzate al denominatore delle aliquote implicite e di cui si tiene solitamente conto nei modelli di previsione e nelle tecniche di depurazione del bilancio dagli

effetti del ciclo economico. Il resto dell'analisi è stata dedicata allo studio di queste ulteriori variabili.

L'analisi della componente strutturale dell'aliquota delle imposte totali (somma di dirette e indirette), depurate delle misure discrezionali, fornisce un quadro d'insieme interessante. Emergono 3 sottoperiodi, caratterizzati da dinamiche differenti (Fig. 4):

- 1) un primo periodo, che è durato per tutti gli anni ottanta, in cui il sistema tributario ha prodotto un gettito che è cresciuto stabilmente a un tasso superiore al prodotto; hanno sospinto la crescita gli elevati tassi di inflazione del periodo;
- 2) un secondo periodo, corrispondente al decennio successivo, in cui l'incidenza della tassazione sarebbe diminuita in assenza di interventi discrezionali, soprattutto per la presenza di imposte sulla quantità (come le accise e le imposte sugli affari) che, per il fatto di essere fissate in termini nominali, richiedono interventi discrezionali semplicemente per preservarne il valore reale;
- 3) un terzo periodo, che parte dalla fine degli anni novanta, in cui si è invertita la tendenza del decennio precedente e l'incidenza del prelievo è tornata ad aumentare. Se nei dati sul gettito effettivo la ripresa emerge con forza solo nel 2006, il trend della serie corretta per gli interventi discrezionali segnala come l'aumento del prelievo rispetto al PIL inizi intorno al 2000; esso non è emerso tuttavia immediatamente nei dati sul gettito effettivo, per gli effetti degli sgravi fiscali concessi nello stesso periodo e per il venir meno di parte del gettito dell'imposta sostitutiva sui redditi da capitale, connesso ai crediti d'imposta maturati dai fondi comuni nel 2001.

5. Analisi econometrica

L'analisi sin qui svolta ha messo in evidenza come l'incidenza del prelievo sulla base imponibile macroeconomica non sia costante nel tempo, neppure dopo aver corretto le serie per le misure discrezionali e per i fattori erratici e ciclici. Per spiegare la varianza delle aliquote implicite, sono state effettuate alcune regressioni, una per ciascuna delle sei componenti del gettito; la variabile dipendente è rappresentata dal trend dell'aliquota implicita.⁴¹ L'approccio adottato nella scelta dei regressori è stato di tipo euristico: invece di privilegiare una

⁴¹ Per verifica, le stesse regressioni sono state stimate anche sulle aliquote effettive, con risultati (tavola 5b) analoghi a quelli ottenuti usando come variabile endogena la sola componente di *trend* (tavola 5a). Fanno eccezione le equazioni relative alle imposte dirette e indirette, in cui la significatività delle variabili esplicative si riduce sensibilmente.

specificazione coerente con un modello teorico, si è preferito selezionare le variabili più adatte a cogliere mutamenti nell'incidenza del prelievo. Nel complesso, le equazioni stimate sono soddisfacenti in termini di *goodness-of-fit* e forniscono risultati la cui interpretazione economica appare convincente (tavola 5a).

L'incidenza sul monte salari delle ritenute Irpef, la componente del prelievo con una crescita tendenzialmente superiore alla base imponibile, è risultata fortemente correlata con una variabile che rappresenta l'interazione tra l'inflazione e la struttura progressiva dell'imposta: questa variabile coglie gli effetti del drenaggio fiscale, che sono rilevanti anche nella serie del gettito corretto per gli interventi discrezionali.⁴² La rilevanza di questo regressore è un'ulteriore dimostrazione del fatto che i provvedimenti di restituzione del drenaggio fiscale sono stati nella maggior parte dei casi solo parziali, come emerge anche dalla tavola 4. L'aliquota implicita mostra una correlazione significativa anche con la quota delle pensioni sul monte salari: il risultato non è sorprendente, in quanto le pensioni sono una componente della base imponibile legale cui si applicano le ritenute Irpef, ma non sono incluse nel denominatore dell'aliquota. Tra i regressori compare anche un indicatore del grado di disuguaglianza nella distribuzione dei redditi dichiarati, che acquista rilevanza per effetto della struttura progressiva dell'imposizione.⁴³ Nella specificazione del modello ha trovato collocazione anche una dummy relativa al 1983, anno interessato da un'importante riforma della struttura impositiva, i cui effetti sul gettito solo in parte sono colti dalla correzione per gli interventi discrezionali.

Le imposte sul reddito delle imprese sono risultate più difficili da modellare, in parte risentendo delle maggiori divergenze tra la base imponibile effettiva e la proxy macroeconomica utilizzata per il calcolo dell'aliquota implicita. L'incidenza sul risultato lordo di gestione dell'Irpef versata in autotassazione conferma la correlazione positiva anche di

⁴² Il grado di progressività fornisce indicazioni sulla reattività del gettito alla base imponibile. Nel periodo considerato in questo lavoro, le riforme dell'imposta sul reddito, modificando la struttura delle aliquote e delle deduzioni, hanno inciso sul grado di progressività dell'imposta. Come più volte ricordato, la correzione per le misure discrezionali è stata in grado di cogliere solo gli effetti in termini di gettito nel primo anno di applicazione (ossia l'effetto stimato al livello di reddito-base imponibile pre-riforma), non anche quello cosiddetto addizionale che incide sulla reattività dell'imposta alla base imponibile, che si manifesta negli anni successivi.

⁴³ Come indicatore di disuguaglianza è stata utilizzata la quota del reddito dichiarato dal cinque per cento della popolazione con redditi più elevati. I calcoli sono stati effettuati fino al 2004 sulla base dei dati relativi alle dichiarazioni dei redditi raccolti dal Ministero dell'Economia e delle Finanze (cfr. Brandolini 2007); per il periodo successivo sono state usate nostre stime.

questa imposta con l'inflazione e il grado di progressività dell'imposta. Non risulta invece significativa, e per questo esclusa dal modello definitivo, la disuguaglianza nella distribuzione dei redditi. Contribuisce, infine, a spiegare la varianza di questa componente dell'Irpef, con segno negativo, il gettito dei condoni e delle imposte sostitutive una tantum, come ad esempio l'imposta sulle rivalutazione dei cespiti aziendali; il gettito di queste imposte non è incluso nell'aggregato al numeratore dell'aliquota, perché eliminato nella correzione per le misure una tantum. Questa variabile potrebbe cogliere, oltre a un impatto negativo sul grado di adesione dei contribuenti all'obbligazione tributaria, gli effetti dei possibili vincoli di liquidità indotti dai versamenti straordinari legati a condoni e sanatorie; la variabile è risultata significativa per l'Irpef versata in autotassazione, ma non per l'Ires, suggerendo come per le imprese di minori dimensioni, il pagamento delle imposte offra maggiori margini di manovra e di evasione, che rendono il gettito più correlato a fattori di tipo istituzionale, come il pagamento di condoni, piuttosto che al ciclo economico.

Una misura dell'*output-gap* del settore privato, esclusa perché non significativa dall'equazione dell'Irpef versata in autotassazione, ha invece trovato spazio in quella dell'Ires, che si conferma essere la componente del prelievo più reattiva al ciclo economico.⁴⁴ L'incidenza del prelievo risente inoltre di come si distribuisce la base imponibile tra settori produttivi e soggetti d'imposta caratterizzati da diverse possibilità di evasione. Sono stati considerati tre comparti: quello delle imprese quotate, quello delle banche e quello della grande distribuzione. Quest'ultima⁴⁵ non è risultata significativa, presumibilmente per la difficoltà di individuare una *proxy* adeguata per un arco temporale così ampio. Rivestono invece un ruolo importante nella spiegazione delle aliquote implicite la redditività delle banche, espressa dal ROE, e quella delle imprese quotate, rappresentata dai dividendi distribuiti. I risultati mettono in evidenza, infine, una correlazione negativa con il prezzo del petrolio, variabile che potrebbe essere rappresentativa sia dei costi energetici delle imprese,

⁴⁴ La variabile endogena è la componente di *trend* dell'aliquota implicita e quindi, in linea di principio, dovrebbe essere già depurata dalle fluttuazioni cicliche. Questo in realtà non accade sempre, in quanto una misura di *output-gap* - derivata dalla dinamica dell'accumulazione di capitale nel settore privato - contribuisce a migliorare il *fitting* dell'equazione relativa all'Ires. Il risultato non è sorprendente, visto che la stima del ciclo ottenuta dalla scomposizione in componenti strutturali si basa su criteri statistici e non economici.

⁴⁵ Come regressore è stata utilizzata la quota dei lavoratori dipendenti sul totale degli occupati (somma di autonomi e dipendenti) nel settore del commercio.

sia di *shock* negativi subiti dal sistema economico in connessione con il rialzo del prezzo del petrolio.⁴⁶

L'equazione del totale delle imposte dirette appare sostanzialmente coerente con quella delle sue tre principali componenti. Trovano infatti conferma la rilevanza dell'inflazione, combinata con il grado di progressività dell'imposta, e il grado di disuguaglianza nella distribuzione dei redditi, per i loro effetti sul gettito delle ritenute Irpef sui redditi da lavoro dipendente. Si conferma l'importanza dei condoni, per gli effetti negativi riscontrati sul gettito dell'Irpef in autotassazione, e quella della redditività delle banche, correlata alla dinamica dell'Ires. In aggiunta alle variabili già utilizzate nelle regressioni delle tre componenti analizzate, trova spazio, con segno positivo, anche una variabile rappresentativa dei tassi di interesse di mercato, per i suoi effetti sull'imposta sostitutiva sui redditi delle attività finanziarie.

Passando alle imposte indirette, l'equazione dell'IVA segnala come l'incidenza sui consumi del gettito sia significativamente e positivamente correlata agli investimenti delle Amministrazioni pubbliche, che rappresentano una componente della base imponibile IVA esclusa dal denominatore dell'aliquota implicita.⁴⁷ Emerge inoltre una correlazione positiva e significativa con l'*output-gap* del settore privato. Nella individuazione dei regressori, si è ipotizzato che l'aliquota implicita dell'IVA possa essere influenzata da modifiche nella composizione dei consumi tra comparti caratterizzati da diverse possibilità di evasione, come ad esempio la grande distribuzione, i beni durevoli, i beni energetici. Soltanto per questo ultimo fattore è stato possibile reperire una variabile in grado di cogliere adeguatamente il fenomeno: la correlazione positiva con il prezzo del petrolio in questa equazione può infatti essere interpretato come un cambiamento nella composizione dei consumi verso prodotti - quelli energetici - meno soggetti a fenomeni di evasione.⁴⁸

⁴⁶ Tra le variabili esogene era stato inizialmente incluso un indice dei prezzi delle azioni, per cogliere gli effetti dei guadagni in conto capitale, ma la variabile non è risultata significativa, in coerenza con quanto riscontrato per l'Italia anche da Morris e Schuknecht (2007).

⁴⁷ Per una ricostruzione della base imponibile dell'IVA si vedano Convevole e Pisani (2003) e Marigliani (2007).

⁴⁸ L'effetto meccanico di aumento del gettito dovuto al rialzo del prezzo del petrolio non dovrebbe comportare variazioni nell'aliquota implicita, in quanto influenzerebbe tanto il numeratore, quanto il denominatore.

Per il totale delle indirette, la varianza dell'endogena è spiegata da due variabili che sono risultate significative nell'equazione relativa al gettito dell'IVA (che rappresenta oltre il 50 per cento delle imposte indirette): (i) gli investimenti delle Amministrazioni pubbliche, (ii) il prezzo del petrolio. Hanno trovato spazio anche altre due variabili, che sia pure potenzialmente correlate con l'IVA, risultano significative solo in questa equazione, dove la loro rilevanza risulta amplificata probabilmente per il fatto che influenzano anche il gettito di altre imposte indirette. Si tratta, in particolare, della quota della spesa in beni durevoli sul totale dei consumi delle famiglie e dei consumi intermedi delle Amministrazioni pubbliche. Anche il coefficiente dell'inflazione, che appare con il segno negativo, risulta significativamente diverso da zero, in connessione con il fatto che in periodi di elevata inflazione perde peso il gettito delle accise.

La dinamica delle aliquote implicite risente anche di modifiche nel grado di adesione spontanea dei contribuenti agli obblighi tributari (tax compliance). Per tenere conto di questo fattore, nelle sei equazioni era stata inizialmente inserita una variabile rappresentativa del grado di aderenza dei redditi Irpef dichiarati ai corrispondenti redditi di contabilità nazionale;⁴⁹ nelle stime finali questa variabile è stata omessa, in parte perché non esogena, in parte perché inutilizzabile per una spiegazione non tautologica della dinamica dell'incidenza del prelievo tributario.

Diversamente da quanto riscontrato in altri paesi, il prezzo delle abitazioni sembra non avere influenza sulla dinamica del gettito tributario.

6. Conclusioni

Questo lavoro analizza l'evoluzione del gettito tributario in Italia nel trentennio che parte dal 1978 e arriva al 2006.

Le serie del gettito sono state preliminarmente depurate sia dalle misure discrezionali (ricostruite per l'intero periodo campionario a livello di singolo tributo), sia dai fattori erratici e ciclici. Le serie corrette sono state rapportate a una proxy macroeconomica della base imponibile legale, ottenendo aliquote implicite dalle quali è stata estratta la componente di trend.

⁴⁹ La variabile è costruita adottando una versione semplificata del metodo proposto da Visco (1984). Si tratta dell'unico indicatore disponibile su un orizzonte temporale pluridecennale del grado di evasione-erosione, che presenta però il limite di non consentire una distinzione tra le due componenti.

I dati sul gettito effettivo farebbero emergere una marcata decelerazione del gettito a partire dalla metà degli anni ottanta, che si acuisce negli anni 2001-05. Correggendo per le misure discrezionali, la stagnazione degli anni 2001-05 si attenua; eliminando le componenti cicliche ed erratiche dalle aliquote implicite, la decelerazione del gettito dalla metà degli anni ottanta viene meno ed emerge come l'incidenza del prelievo sia in ascesa dall'inizio del decennio e abbia raggiunto livelli storicamente elevati.

Ulteriori indicazioni sull'elasticità del gettito alla base imponibile sono fornite dall'analisi di regressione condotta sul trend delle aliquote implicite. Le principali conclusioni sono le seguenti:

- 1) Le serie delle entrate tributarie, una volta corrette per le misure discrezionali e per le componenti erratiche, crescono in linea con la base imponibile, ma risentono anche dell'influenza di altri fattori: alcuni di questi misurano gli scostamenti tra la base imponibile legale e la proxy macroeconomica utilizzata nella definizione delle aliquote implicite, contribuendo a ridurre gli errori di misurazione; altri colgono modifiche nella struttura dell'economia italiana che influenzano l'incidenza dell'imposta.
- 2) Il gettito accelera rispetto alla base imponibile in presenza di un aumento di: inflazione (in connessione con il drenaggio fiscale); quota dei profitti delle banche, volume dei dividendi distribuiti dalle società quotate, frazione di spesa delle famiglie destinata all'acquisto di beni durevoli o energetici (fattori che segnalano uno spostamento nella composizione del valore aggiunto verso settori con minori possibilità di evasione); tassi di interesse nominali (per il ruolo dell'imposizione sostitutiva sugli interessi); grado di disuguaglianza nella distribuzione dei redditi (a causa della struttura progressiva dell'imposta sul reddito).
- 3) L'analisi mostra una differenza di comportamento tra società di capitali da un lato (soggette all'Ires) e piccole imprese e lavoratori autonomi dall'altro (che pagano prevalentemente l'Irpef). Relativamente alle prime, l'evidenza empirica indica che l'imposta sui profitti delle società è la componente del prelievo più reattiva agli andamenti economici: essa cresce, infatti, a un tasso superiore (inferiore) alla base imponibile nelle fasi espansive (recessive) del ciclo economico; inoltre, l'incidenza del prelievo è correlata negativamente alla dinamica del prezzo del petrolio. Con riferimento alle seconde, i risultati dell'analisi mostrano che il gettito dell'imposta dipende più da fattori di tipo istituzionale, come gli studi di settore o il pagamento di condoni, che dalle condizioni cicliche dell'economia.
- 4) La verifica empirica ha pertanto messo in evidenza come le serie delle entrate tributarie, una

volta corrette per le misure discrezionali e per i fattori erratici, vengano spiegate efficacemente da modelli che, pur assumendo elasticità costanti rispetto alla base imponibile, tengono conto anche di altre variabili. L'analisi tenderebbe a ricondurre il fenomeno della variabilità delle elasticità fiscali, su cui la letteratura empirica ha recentemente posto l'accento, all'omissione di variabili che esercitano un'influenza non trascurabile sulle capacità di gettito del sistema tributario.

Appendice 1

Costruzione della serie delle entrate tributarie

In questo lavoro è stato analizzato il gettito delle entrate tributarie contabilizzate nel bilancio di cassa dello Stato (cosiddetti incassi di bilancio) con l'aggiunta delle imposte locali introdotte con la riforma del 1998 (IRAP, addizionali regionale e comunale all'Irpef). In questo ultimo caso, trattandosi di imposte riscosse centralmente, i dati sono desumibili dai conti correnti della Tesoreria centrale dello Stato intestati agli enti decentrati destinatari del gettito. I dati sono lordi di rimborsi e compensazioni.

L'aggregato analizzato comprende il gettito dell'Illor fino al 1997 e, a partire dal 1998, quello delle suddette imposte locali. L'aggregato presenta pertanto una discontinuità nel 1998 per effetto della riforma; si è preferito trattare tale discontinuità con apposite variabili di comodo nelle analisi econometriche piuttosto che correggere le serie, trattandosi di imposte quantitativamente importanti, possibili errori di misurazione avrebbero avuto effetti rilevanti.

Tra le imposte indirette non sono invece stati considerati i proventi del Lotto e delle Lotterie che nel bilancio dello Stato sono riportati al lordo delle vincite corrisposte (classificate tra le uscite). I proventi lordi del lotto e delle lotterie rappresentano un'entrata per lo Stato con una dinamica per sua natura aleatoria.

In questo lavoro, relativamente alle principali imposte dirette (Ires e Irpef, sia per la parte prelevata attraverso le ritenute sui redditi dei lavoratori dipendenti, sia per quella versata in autotassazione), è stato ricostruito il gettito di competenza economica, ottenuto per ciascun anno sommando agli acconti versati nel corso dell'anno, il saldo versato nell'anno successivo (a gennaio relativamente alle ritenute Irpef, nell'estate per l'Ires e l'autotassazione Irpef). L'accisa sugli oli minerali è stata reintegrata della quota che, a partire dal 1996, viene devoluta alle Regioni.

La correzione delle serie per tenere conto degli interventi discrezionali è avvenuta aggiungendo in ciascun anno, al dato del gettito (già comprendente gli effetti delle modifiche introdotte nell'anno stesso) gli effetti cumulati delle modifiche intercorse tra l'anno osservato e il 2006. Gli effetti delle manovre sono stati portati indietro nel tempo utilizzando come tasso di sconto, il tasso di incremento del gettito dell'imposta alla quale i provvedimenti si riferivano (al netto di effetti una tantum), in maniera da non alterare la dinamica dell'imposta se non

nell'anno di introduzione della modifica; un esempio può essere utile a chiarire la metodologia: il dato relativo all'Irpeg del 1993 è stato corretto aggiungendo, al dato del gettito effettivo dell'anno, gli effetti dei provvedimenti in materia di Irpeg introdotti negli anni successivi che hanno portato alla struttura del 2006 scontati ogni anno con il tasso di incremento annuale dell'Irpeg (al netto di eventuali effetti una tantum). La correzione per gli interventi di natura temporanea ha riguardato invece solo gli anni interessati da tali provvedimenti. L'entità delle correzioni sono riportate nella tavola 1.

Appendice 2

Modelli strutturali di serie storiche

Il modello base utilizzato in questo lavoro è quello descritto nel paragrafo 3 ed è denominato *local linear trend*. In questo modello il trend deterministico $\tau_t = \kappa + \beta t$ viene generalizzato supponendo che intercetta e pendenza siano processi stocastici di tipo random walk.⁵⁰ Casi particolari si verificano quando la varianza dell'innovazione al livello o all'inclinazione di μ_t sono pari a zero: quando $\sigma_\zeta^2 = 0$ (*local level with drift*), la pendenza del trend risulta essere costante e μ_t diventa la somma di un trend deterministico e di uno stocastico; quando invece $\sigma_\eta^2 = 0$ (*smooth trend*), μ_t si riduce a un processo integrato del secondo ordine, con una inclinazione che varia lentamente nel tempo.⁵¹

La componente ciclica, ψ_t , è modellata combinando funzioni trigonometriche deterministiche e perturbazioni stocastiche, in modo tale da generare in ogni periodo impulsi oscillatori che tendono a smorzarsi nel tempo. ψ_t è rappresentato da un processo vettoriale autoregressivo del primo ordine:

$$\begin{bmatrix} \psi_t \\ \psi_t^* \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} \cos \lambda_c & \sin \lambda_c \\ -\sin \lambda_c & \cos \lambda_c \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \psi_{t-1} \\ \psi_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \omega_t \\ \omega_t^* \end{bmatrix}$$

ψ_t^* è una variabile di comodo che serve esclusivamente a determinare il profilo temporale di ψ_t ; ρ è il coefficiente di attenuazione dell'ampiezza ciclica; λ_c misura la frequenza; ω_t e ω_t^* sono gli *shock* che aggiungono erraticità all'andamento oscillatorio indotto dalle funzioni seno e coseno.⁵² Affinché il modello sia identificabile, è necessario assumere che $E_{t-1}(\omega_{t-j}\omega_t^*) = 0$

⁵⁰ Se si assume che $\kappa_t = \kappa_{t-1} + \eta_t$ e $\beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t$, il trend lineare può essere anche scritto nel modo seguente: $\tau_t = \tau_{t-1} + \eta_t + \zeta_t t + \beta_{t-1}$. Per rendere meno erratico l'andamento della serie, il termine $\zeta_t t$ viene eliminato e in tal modo si ottiene un'espressione identica a quella utilizzata per μ_t nel paragrafo 3.

⁵¹ Quando $\sigma_\zeta^2 = 0$, il *trend* è pari alla somma di una funzione lineare in t e di un random walk: $\mu_t = \mu_0 + \beta_0 t + \sum_{j=1}^t \eta_j$. Quando invece $\sigma_\eta^2 = 0$, allora $\mu_t = \alpha_0 + \beta_0 t + \sum_{j=1}^{t-1} \sum_{l=1}^j \zeta_l$. La presenza di due radici unitarie riduce l'erraticità della componente stocastica del *trend*, mentre il ritardo di un periodo nell'indice temporale dell'innovazione ζ_l lo rende predeterminato.

⁵² Per comprendere l'equazione di transizione di ψ_t è opportuno partire dalla funzione trigonometrica $\alpha \cos \lambda t + \beta \sin \lambda t$, che descrive un moto oscillatorio di frequenza, ampiezza e fase costanti. Se (i) si eliminano le componenti stocastiche, (ii) si pone $\rho = 0$ e (iii) si usano come condizioni iniziali $\psi_0 = \alpha$ e $\psi_0^* = \beta$, l'equazione vettoriale indicata nel testo ha come prima componente la funzione deterministica $\psi_t = \alpha \cos \lambda t + \beta \sin \lambda t$. Quando $0 < \rho < 1$, l'equazione diventa $\psi_t = \rho^t [\alpha \cos \lambda t + \beta \sin \lambda t]$. L'aggiunta dei termini di errore ω_t e ω_t^* consente di introdurre erraticità nella componente ciclica e di evitare che essa si azzeri progressivamente, quando il fattore di attenuazione ρ assume valori inferiori all'unità.

per qualsiasi valore di j oppure che $E_{t-1}(\omega_t) = E_{t-1}(\omega_t^*) = \sigma_\omega^2$: in genere si ipotizza che entrambe le condizioni siano soddisfatte, riducendo così il numero degli iperparametri del modello.

Poiché sia la componente ciclica sia quella di *trend* sono processi markoviani, il modello possiede una rappresentazione nello spazio degli stati; l'**equazione di transizione** è:

$$\underbrace{\begin{bmatrix} \mu_t \\ \beta_t \\ \psi_t \\ \psi_t^* \end{bmatrix}}_{\alpha_t} = \underbrace{\begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \cos \lambda_c & \sin \lambda_c \\ 0 & 0 & -\sin \lambda_c & \cos \lambda_c \end{bmatrix}}_T \underbrace{\begin{bmatrix} \mu_{t-1} \\ \beta_{t-1} \\ \psi_{t-1} \\ \psi_{t-1}^* \end{bmatrix}}_{\alpha_{t-1}} + \underbrace{\begin{bmatrix} \eta_t \\ \zeta_t \\ \omega_t \\ \omega_t^* \end{bmatrix}}_{\xi_t} = T\alpha_{t-1} + \xi_t$$

mentre **quella di misurazione** è:

$$y_t = \underbrace{\begin{bmatrix} 1 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix}}_Z \underbrace{\begin{bmatrix} \mu_t \\ \beta_t \\ \psi_t \\ \psi_t^* \end{bmatrix}}_{\alpha_t} + \varepsilon_t = Z\alpha_t + \varepsilon_t$$

dove $\alpha_t = [\mu_t \ \beta_t \ \psi_t \ \psi_t^*]^T$ rappresenta il vettore delle variabili di stato e $\xi_t = [\eta_t \ \zeta_t \ \omega_t \ \omega_t^*]^T$ quello delle innovazioni. Per ragioni di identificabilità e parsimonia, in genere si ipotizza che la matrice di varianze e covarianze $E(\xi_t \xi_t^T) = Q$ sia diagonale. Quando gli errori hanno una distribuzione gaussiana, il filtro di Kalman consente di calcolare la funzione di verosimiglianza e stimare il valore degli iperparametri del modello. Indicando con $\alpha_{t|t-1}$ e con $P_{t|t-1}$ la stima della media e della varianza del vettore degli stati condizionata all'informazione disponibile al tempo $t-1$, l'errore di previsione $v_t \equiv y_t - y_{t|t-1}$ è dato dall'espressione $Z(\alpha_t - \alpha_{t|t-1}) + \varepsilon_t$, la cui varianza è pari a $F_t = ZP_{t|t-1}Z^T + Q$. La funzione di verosimiglianza logaritmica è data quindi dall'espressione

$$\ln L(\vartheta) = -\frac{T}{2} \ln 2\pi - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \ln |F_t| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \frac{v_t^2}{F_t}$$

dove $\vartheta \equiv \{\sigma_\varepsilon^2, \sigma_\eta^2, \sigma_\zeta^2, \sigma_\omega^2, \rho, \lambda_c\}$ indica il vettore dei parametri. In genere, è conveniente riparametrizzare il modello prima di procedere alla massimizzazione della funzione di verosimiglianza, riscalando le varianze delle componenti strutturali con quella della componente di *noise* dell'equazione di misurazione. Il vettore dei parametri da stimare diventa

$\vartheta_c \equiv \{q_\eta, q_\zeta, q_\omega, \rho, \lambda_c\}$, dove $q_i \equiv \frac{\sigma_i^2}{\sigma_\varepsilon^2}$, con $i = \{\eta, \zeta, \omega\}$, e presenta quindi un elemento in meno. Una volta stimato il vettore ϑ_c , la varianza dell'errore dell'equazione di misurazione si ottiene dalla formula: $\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{1}{T-d} \sum_{t=d}^T \frac{\hat{v}_t^2}{\hat{F}_t}$.

La ricerca del modello che garantisce la miglior interpolazione dei dati viene fatta analizzando le proprietà dei residui e la *goodness-of-fit*, quest'ultima misurata con due indicatori: (i) lo scostamento quadratico medio di ε_t e (ii) il coefficiente di determinazione, calcolato sulle differenze prime. L' R^2 del modello è pari a $1 - \frac{(T-d)\hat{\sigma}^2}{\sum(\Delta y_t - \overline{\Delta y})^2}$, dove $\hat{\sigma} \equiv \sqrt{\frac{1}{T-d} \sum (\hat{v}_t - \bar{v})^2}$ rappresenta l'errore *standard* della regressione, e $\bar{v} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{v}_t$ e d è il numero delle osservazioni necessarie a inizializzare il filtro di Kalman.

La diagnostica del modello viene effettuata verificando se l'errore di previsione v_t è normale, omoschedastico e serialmente incorrelato.

1) Per verificare se le innovazioni sono gaussiane, si usa il test proposto da Bowman e Shenton: l'ipotesi di normalità è accettata se le osservazioni si distribuiscono in modo uniforme attorno alla media e se il peso delle code è ridotto. La statistica di Bowman e Shenton è definita dall'espressione seguente:

$$N = \left\{ \frac{s^2}{6/T} + \frac{(k-3)^2}{24/T} \right\}$$

dove $s = \frac{m_3}{\sqrt{m_2^3}}$ e $k = \frac{m_4}{m_2^2}$, con $m_l = \frac{1}{T} \sum_{t=d}^T (\hat{v}_t - \bar{v})^l$ (per $l = 2, 3, 4$). s e k , che stimano rispettivamente l'asimmetria e la curtosi della distribuzione degli errori, si distribuiscono asintoticamente come delle normali, la prima con media nulla e varianza $6/T$, la seconda con momento primo pari a 3 e momento secondo uguale a $24/T$. La statistica N di Bowman e Shenton converge asintoticamente a una χ^2 con due gradi di libertà e consente di rifiutare l'ipotesi di normalità se una delle due condizioni - simmetria o curtosi - non è soddisfatta.

2) Per verificare se i residui sono omoschedastici, si suddivide il campione in tre parti e si confronta la varianza empirica degli errori nel periodo iniziale e in quello finale. La statistica usata è:

$$H(h) = \frac{\sum_{t=T-h+1}^T e_t^2}{\sum_{t=d+1}^{d+1+h} e_t^2}$$

dove $e_t = \frac{\hat{v}_t}{\sqrt{\hat{F}_t}}$ rappresenta l'errore standardizzato, d sono le osservazioni necessarie per

inizializzare il filtro di Kalman (pari al numero di radici unitarie usate per modellare la componente di *trend*) e $h = \frac{T-d}{3}$; $H(h)$ si distribuisce come una F con h, h gradi di libertà e il test è a due code: l'ipotesi di omoschedasticità viene rifiutata per valori troppo alti o troppo bassi della statistica $H(h)$.

3) L'assenza di correlazione seriale è sottoposta a verifica per mezzo della statistica Q di Box-Ljung

$$Q(P, f) = T(T+2) \sum_{j=1}^P \frac{r_j^2}{T-j}$$

che usa i coefficienti di autocorrelazione fino all'ordine P . La statistica si distribuisce come una χ^2 con un numero di gradi di libertà pari a P meno il numero degli iperparametri stimati.⁵³

4) Una volta stimato il modello, è possibile ricostruire le serie delle innovazioni che generano le componenti strutturali; queste, denominate **residui ausiliari**, possono essere utilizzate per sottoporre a verifica statistica il modello. Per individuare le osservazioni anomale (*outliers*) o i cambiamenti di regime (*structural breaks*), si usano in genere i residui *smoothed*⁵⁴ standardizzati: un valore (positivo o negativo) elevato del termine di errore dell'equazione di misurazione segnala la presenza di un *outlier*, mentre valori anomali nelle innovazioni delle variabili di stato indicano un cambiamento di regime, ovvero una modifica permanente nel livello o nella pendenza della serie. Un problema che complica l'uso dei residui ausiliari è che essi risultano serialmente correlati, anche quando nel modello teorico le corrispondenti componenti stocastiche non lo sono. Particolarmente difficile è l'individuazione di *structural breaks* nella pendenza del *trend*, poiché le stime presentano una elevata correlazione seriale positiva e questo fa sì che un eventuale cambiamento di regime influenzi non uno, ma più valori contigui di $\hat{\zeta}_t$. Una procedura formale per individuare *outliers* e *structural breaks* è quella di verificare se la distribuzione empirica dei residui ausiliari è gaussiana; se l'ipotesi di normalità viene rifiutata, l'analisi grafica dei residui consente di localizzare il periodo in cui si è

⁵³ Nel caso di uno modello *local linear trend*, i parametri stimati sono 5: le tre varianze relative $q_i \equiv \frac{\sigma_i^2}{\sigma_\varepsilon^2}$, $i = \{\eta, \zeta, \omega\}$, e i due coefficienti λ_c e ρ della componente ciclica. Il pacchetto statistico *Stamp* modifica automaticamente il parametro P in modo tale che i gradi di libertà della statistica di Box-Ljung siano gli stessi a prescindere dal modello adottato.

⁵⁴ Esistono due tecniche per ricostruire le (innovazioni delle) variabili di stato. Nel primo, le stime al tempo t vengono condizionate alle sole osservazioni che si riferiscono a periodi precedenti, vale a dire $E(\xi_t | y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_1)$; nel secondo, esse utilizzano l'intero campione, ovvero $E(\xi_t | y_T, y_{T-1}, \dots, y_1)$, dove T rappresenta sia la numerosità campionaria, sia l'indice temporale dell'osservazione più recente. I residui ottenuti nel primo modo vengono denominati *filtered*; quelli stimati sulla base dell'informazione contenuta nell'intero campione sono chiamati invece *smoothed*.

verificato il cambiamento di regime o è apparsa un'osservazione anomala. Harvey e Koopmans (1992) indicano quali sono i fattori di correzione da applicare ai momenti campionari dei residui ausiliari per tenere conto della correlazione seriale delle stime e per garantire che la distribuzione asintotica delle statistiche usate nei test di curtosi e normalità sia effettivamente una χ^2 . Poiché si può dimostrare che per i momenti campionari dal secondo al quarto ordine vale la proprietà che

$$\sqrt{T}m_l \rightarrow N(\mu_l, l!\kappa(l)\sigma^{2l})$$

dove $l = 2, 3, 4$ e $\kappa(l) = \sum_{\tau=-\infty}^{\infty} \rho_{\tau}^l$,⁵⁵ il test di curtosi diventa

$$K = \frac{(k-3)^2}{24\kappa(4)/T}$$

e quello di normalità si modifica in

$$N = \frac{s^2}{6\kappa(3)/T} + \frac{(k-3)^2}{24\kappa(4)/T}$$

La scelta del modello

La scelta del modello ottimale per ciascuna delle 6 serie tributarie è effettuata confrontando 4 specificazioni alternative. Partendo dalla formulazione più generale, in cui tutte le componenti - ciclo, livello e pendenza del *trend* - sono stocastiche, si sottopone a verifica l'ipotesi che alcuni degli *shock* possano essere di tipo degenere. Le specificazioni messe a confronto sono: (1) il modello generale; (2) quello in cui la pendenza del *trend* è non stocastica ($\sigma_{\zeta}^2 = 0$); (3) quello in cui il livello di μ_t è fisso ($\sigma_{\eta}^2 = 0$); (4) quello senza componente ciclica ($\sigma_{\kappa}^2 = \sigma_{\kappa^*}^2 = 0$).⁵⁶ Il criterio di selezione si basa sulla massimizzazione della *goodness-of-fit* e sulla minimizzazione del numero dei parametri da stimare. La precisione del modello viene misurata dall'errore standard e dal coefficiente di determinazione. I confronti diretti tra specificazioni alternative, per decidere se le componenti

⁵⁵ Il valore di $\kappa(l) = \sum_{\tau=-\infty}^{\infty} \rho_{\tau}^l$ può essere calcolato analiticamente solo nei modelli più semplici. In generale è necessario fare ricorso ad algoritmi di tipo numerico. Koopman (1993) contiene una descrizione di alcune delle procedure di calcolo più diffuse.

⁵⁶ Il modello con pendenza non-stocastica ($\sigma_{\zeta}^2 = 0$) viene usualmente indicato con il nome *local level with drift*; quello in cui il livello è fisso ($\sigma_{\eta}^2 = 0$) è invece denominato *smooth trend*.

strutturali sono di tipo deterministico o stocastico, sono invece difficili da effettuare, perché in genere comportano che uno o più coefficienti del modello non siano punti interni dello spazio parametrico, violando una delle condizioni di regolarità necessarie affinché lo stimatore di massima verosimiglianza converga a una distribuzione normale e i test di massima verosimiglianza si distribuiscano asintoticamente come delle χ^2 . I test dei moltiplicatori di Lagrange, che non risentono di questo inconveniente, hanno però una scarsa potenza, in quanto non tengono conto del fatto che l'ipotesi alternativa è unidirezionale. Per i confronti tra modelli esiste una classe di test che è (localmente) invariante e ottima, ma essa si basa su una distribuzione non standard (Cramer-von Mises) e richiede tabulazioni *ad-hoc*.

Come si è detto nel paragrafo 3.1, in alcuni casi la specificazione del modello è stata modificata aggiungendo variabili di comodo. In presenza di *intervention dummies*, il modello di scomposizione diventa il seguente:

$$y_t = \mu_t + \psi_t + \delta d_t + \varepsilon_t$$

dove d_t rappresenta il vettore di variabili di comodo. Quando le serie sono espresse in logaritmi, la correzione risulta proporzionale al gettito dell'imposta; quando sono messe in relazione con la base imponibile, essa è proporzionale a quest'ultima.

La rappresentazione nello spazio degli stati di un modello con *intervention dummies* ha come equazione di transizione

$$\begin{bmatrix} \mu_t \\ \beta_t \\ \psi_t \\ \psi_t^* \\ \delta_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \cos \lambda_c & \sin \lambda_c & 0 \\ 0 & 0 & -\sin \lambda_c & \cos \lambda_c & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_{t-1} \\ \beta_{t-1} \\ \psi_{t-1} \\ \psi_{t-1}^* \\ \delta_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_t \\ \zeta_t \\ \omega_t \\ \omega_t^* \\ 0 \end{bmatrix}$$

e come equazione di misurazione

$$y_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 1 & 0 & d_t \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_t \\ \beta_t \\ \psi_t \\ \psi_t^* \\ \delta_t \end{bmatrix} + \varepsilon_t$$

Il vettore dei parametri incogniti diventa $\vartheta \equiv \{\sigma_\varepsilon^2, \sigma_\eta^2, \sigma_\zeta^2, \sigma_\omega^2, \rho, \lambda_c, \delta\}$. Iterando il filtro di Kalman si ottengono il valore e la varianza degli errori di previsione: nell'ipotesi che essi

siano distribuiti normalmente, è possibile costruire la funzione di verosimiglianza e stimare il vettore di parametri ϑ .

L'analisi è stata effettuata sulle sei componenti del prelievo e per tutte le tre definizioni (gettito effettivo, gettito al netto delle imposte una tantum, gettito corretto); per ciascuna variabile è stata considerata sia la trasformata logaritmica, sia l'aliquota implicita, arrivando quindi a un totale di 36 modelli stimati. Le tavole dalla 1a alla 1c presentano i risultati della stima per le sei voci di entrata. La 1a si riferisce alle serie del gettito effettivo; la 1b a quelle corrette per le una tantum; la 1c alle serie aggiustate anche per gli interventi discrezionali. In aggiunta a quanto già detto nel paragrafo 3.2, dalle tavole 1a-1c risultano evidenti i seguenti risultati:

(i) quando le serie sono espresse in scala logaritmica, la specificazione che garantisce il miglior *fitting* è quella in cui $\sigma_\eta = 0$ (*smooth trend*) e il *trend* è un processo integrato del secondo ordine. Unica eccezione è la serie delle imposte indirette calcolate al netto delle misure discrezionali, in cui è il modello senza restrizioni a minimizzare lo *standard error* della regressione e a massimizzare l' R_d^2 . Il modello *smooth trend* ben si adatta a processi il cui tasso di crescita si modifica lentamente nel tempo e quindi non è sorprendente che questa specificazione colga, meglio di altre, l'effetto sul gettito tributario del lento processo di disinflazione e del graduale rallentamento del tasso di crescita dell'attività produttiva, fenomeni che hanno interessato l'economia italiana nell'ultimo quarto di secolo;

(ii) i residui di stima risultano essere, nella maggior parte dei casi, normali e non autocorrelati. Le proprietà statistiche degli errori sembrano deteriorarsi quando le serie vengono depurate dalle misure *una tantum* e da quelle permanenti: due volte l'evidenza empirica mostra sintomi di correlazione seriale (imposte indirette e ritenute alla fonte sui redditi da lavoro dipendente) e due volte indica non normalità dei residui (IVA e ritenute alla fonte sui redditi da lavoro dipendente). Dato il numero di modelli stimati, la frequenza dei casi in cui l'ipotesi di nullità è rifiutata è in linea con la dimensione (ovvero con l'errore del primo tipo) dei test;

(iii) il valore del coefficiente di determinazione R_d^2 è mediamente più elevato per le serie logaritmiche, mentre per quelle espresse in rapporto alla base imponibile è talvolta modesto, in particolare per IVA e Irpeg. La cosa non è sorprendente dato che le variabili che presentano un *trend* risultano in genere più facili da modellare.

Per ciascuno dei modelli prescelti, il residuo dell'equazione di misurazione e le innovazioni *smoothed* al livello e alla pendenza della componente di *trend* sono stati analizzati per individuare *outliers* o cambiamenti di regime. Le tavole 2a e 2b contengono i risultati dei test di normalità e curtosi condotti sui 36 modelli selezionati; le statistiche sono corrette per tener conto dell'autocorrelazione seriale presente nelle innovazioni delle componenti strutturali del modello. L'evidenza empirica risulta ampiamente favorevole e conferma che i modelli stimati sono correttamente specificati. Per nessuna serie è possibile riscontrare salti anomali nel livello o nella pendenza della componente di *trend* e solo per il gettito dell'Irpef versata dai lavoratori autonomi c'è evidenza della presenza di un *outlier*, che però non crea problemi nell'identificazione e nella stima della componente strutturale del gettito.

Riferimenti bibliografici

- Abritta, L., D. Ballanti, R. Convevole, C. Equizzi, e S. Pisani (2003), "Gli effetti dell'applicazione degli studi di settore nel biennio 1998-99", *Agenzia delle Entrate, Documento di lavoro* n. 2003/5.
- Balassone F., D. Franco e A. Staderini (2003), "Tax policy in EMU: a preliminary Assessment", *Tax Policy*, Banca d'Italia, Roma.
- Balassone F., D. Franco e S. Momigliano e D. Monacelli (2002), "Italy: Fiscal Consolidation and its Legacy", in Banca d'Italia, *The Impact of Fiscal Policy*, Roma.
- Banca d'Italia, *Bollettino Economico*, Riquadro dedicato alla manovra di bilancio dell'anno, vari anni.
- Banca d'Italia, *Relazione annuale*, Sezione Finanza pubblica, vari anni.
- Bernasconi, M. e F. La Pecorella (2006), "I condoni nel sistema tributario italiano", in Guerra e Zanardi (a cura di) (2006), *La finanza pubblica italiana*, Rapporto 2006, Bologna, Il Mulino.
- Bouthevillain, C., P. Cour-Thimann, G. Van Den Dool, P. Hernandez de Cos, G. Langenus, M. Mohr, S. Momigliano e M. Tujula (2001), "Cyclically adjusted Balances: an alternative Approach", *ECB Working Paper*, n. 77.
- Brandolini, A. (2007), "Income Inequality and Poverty in Italy: a statistical Compendium", Mimeo.
- Ceriani, V. (2006), *Audizione del rappresentante della Banca d'Italia*, presso la Commissione consultiva sull'imposizione fiscale delle società, Roma 12 settembre 2006.
- Ceriani V. F. Frasca e D. Monacelli (1992), "Il sistema tributario e il disavanzo pubblico: problemi e prospettive", in *Il Disavanzo pubblico in Italia: natura strutturale e politiche di rientro*, Il Mulino.
- Commissione europea (2008), *Public finance in EMU*.
- Convevole, R. e S. Pisani (2003), "Le basi imponibili IVA. Un'analisi del periodo 1982-2001", Agenzia delle entrate, Documento di lavoro, n. 2003/1.
- Degni, M., N. Emiliani, F. Gastaldi, G. Salvemini, C. Virno (2001), "Il riequilibrio della finanza pubblica negli anni novanta", *Studi e Note Economiche*, Quaderni, n. 7.
- Devereux, M. P. e A. Klemm (2004), "Why has the Corporate Tax raised so much Revenue?", *Fiscal Studies*, 25.
- Devereux, M. P. e P. B. Sorenson (2006), "The Corporate Income Tax: international Trends and Options for fundamental Reform", *European Economy Economic papers*, presentato

- al *Workshop on corporation income tax competition and coordination in the European Union*, tenutosi a Bruxelles il 25 settembre 2006.
- European Commission (1995), "The Commission Services Method for cyclical Adjustment of Government Budget Balance", Technical Note, *European Economy*, 6.
- Fox, W. F e C. Campbell (1984), "Stability of the State Sales Tax Income Elasticity", *National Tax Journal*, 37, 2.
- Franco, D. (2006), "La finanza pubblica italiana: alcuni elementi di riflessione", in Brosio, G. e G. Muraro (2006) *Il finanziamento del settore pubblico*, Milano, Franco Angeli.
- Gennari, E. , G. Maurizi e A. Staderini (2005), "Estimating the Reactivity of Investment to Tax Changes: the Case of Italy in the Ninethies", *Politica Economica*, 2005, n. 3.
- Ginebri, S., B. Maggi e M. Turco (2005), "The automatic Reaction of the Italian Government Budget to Fundamentals: an econometric Analyses", *Applied Economics*, 2005, 37.
- Giorno, C., P. Richardson, D. Roseveare e P. Van Den Noord (1995), Estimating potential Output, Output Gaps and structural Balances", *OECD Economics Department Working Paper*, 152.
- Groves, H.M. e C. H. Kahn (1952), "The Stability of State and Local Tax Yields", *American Economic Review*, 52, 1.
- Harvey, A.C. (1989), *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Harvey, A.C. e S.J. Koopman (1992), "Diagnostic Checking of Unobserved-Components Time Series Models", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol.10 no.4.
- Koopman, S.J. (1993), *Disturbance smoother for state space models*, *Biometrika*, vol.80.
- Kremer, I., C. R. Braz, T. Brosen, G. Langenus, S. Momigliano, S. Spolander (2006), "A disaggregated framework for the analysis of structural developments in public finances", *ECB Working Paper* n. 579.
- Longobardi, E. (2001), "Vent'anni dopo ovvero la lunga marcia degli studi di settore", *Il Fisco*, n. 34.
- Marigliani, M. e S. Pisani (2007), "Le basi imponibili IVA. Aspetti generali e principali risultati per il periodo 1980-2004", *Agenzia delle Entrate, Documento di lavoro* 2007/7.
- Marino, M.R., G. Messina e A. Staderini (2007), "Gli effetti redistributivi della riforma dell'imposta sul reddito degli anni 2003-2005", in *Povertà e lavoro*, Ravati G., (ed), Carocci, Roma.
- Marino M.R., S. Momigliano e P. Rizza (2008), "I conti pubblici nel decennio 1998-2007: fattori temporanei, tendenze di medio periodo, misure discrezionali", *Banca d'Italia, Questioni di Economia e Finanza* (occasional paper), n. 15.

- Marino, M.R. e A. Staderini (2006), "The Personal Income Tax in Italy: what Legacy from the 2003-05 Reform?" presentato al Convegno *Assessing the impact of tax reforms* organizzato dal Banco de Espana, 28 Settembre 2006, Madrid.
- Martinez-Montgay, L. A. Masa Lasierra e J. Yaniz Igal (2007), "Asset Booms and Tax Receipts: the Case of Spain, 1995-2206", DG ECFIN.
- Momigliano, S. e A. Staderini (1999), "A new Method of Assessing the Structural Budget Balance: Results for the Years 1995-2000", Banca d'Italia, *Indicators of structural budget balance*, Roma.
- Monacelli, D., A. Staderini e S. Zotteri (2001), "Il contributo alla crescita della tassazione dei redditi da capitale: un'analisi del caso italiano", in Bordignon, M. e D. Da Empoli (ed), *Politica fiscale, flessibilità dei mercati e crescita*, Franco Angeli, Milano.
- Morcaldo, G. (2005), *Una politica economica per la crescita*, Milano, Franco Angeli.
- Morris, R. e L. Schuknecht (2007), "Structural Balances and Revenue Windfalls", *ECB Working paper series*, n. 737, March 2007.
- Santoro, A. (2006), "Evasione e studi di settore. Quali risultati? Quali prospettive?", in Guerra e Zanardi (a cura di) (2006), *La finanza pubblica italiana*, Rapporto 2006, Bologna il Mulino.
- Sobel, R. S e R. G. Holcombe (1996), "Measuring the Growth and Variability of Tax Bases over the Business Cycle", *National Tax Journal*, 49, 4.
- Spaventa, L. e V. Chiorazzo (2000), *Astuzia o virtù? Come accadde che l'Italia fu ammessa all'Unione Monetaria*, Roma, Donzelli.
- Staderini, A. (2001), "Tax Reforms to influence Corporate Financial Policy: the Case of the Italian Business Tax Reform of 1997-98", *Temi di Discussione della Banca d'Italia*, n. 423.
- Swiston, A., M. Muhleisen e K. Mathai (2007), "US Revenue Surprises: are happy Days here to stay?", *IMF Working Paper*, WP/07/143.
- Visco, V. (1984), "Disfunzioni e iniquità dell'Irpef e possibili alternative: un'analisi del funzionamento dell'imposta sul reddito in Italia nel periodo 1977-83", Gerelli, E. e R. Valiani (ed), *La crisi dell'imposizione progressiva sul reddito*, Franco Angeli.
- Wolswijk, G. (2007), "Short and Long Run Tax Elasticità. The case of Netherlands." *ECB Working paper series*, n. 763, June 2007.

Tavola 1 - Effetti delle misure discrezionali

(valori a prezzi correnti; in miliardi di euro)

Misure con effetti temporanei			Misure con effetti permanenti					
Totale	di cui riguardanti imposte permanenti		Totale Dirette (1)	Ritenute Irpef lavoro dip.	Irpef in autotassazione (1)	Irpeg/Ires (1)	Totale Indirette (2)	IVA
1978	0,3	0,2	0,2	0,0	0,0	0,0	0,6	0,2
1979	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,4	0,0
1980	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,4	0,3
1981	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,4	0,3
1982	2,5	0,3	-0,1	-0,5	0,0	0,0	1,5	0,4
1983	4,3	0,0	-1,2	-1,9	-0,5	0,5	5,4	2,5
1984	1,2	0,0	1,8	0,0	0,0	0,8	0,5	0,0
1985	0,5	0,0	1,8	0,0	0,8	0,0	0,8	0,4
1986	0,3	0,0	-2,0	-2,2	-0,3	0,0	3,2	0,5
1987	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	1,3	0,5
1988	2,3	1,9	0,5	-0,6	0,0	0,0	4,3	2,3
1989	0,9	0,0	-2,3	-3,1	0,2	0,8	4,6	2,1
1990	0,2	0,0	-0,4	-1,0	0,0	0,0	5,1	0,0
1991	4,4	1,3	-0,1	-0,2	0,6	0,3	5,4	0,3
1992	15,3	0,0	8,4	3,7	3,5	1,2	1,8	0,0
1993	7,8	0,0	-1,2	0,0	0,0	0,5	0,6	1,1
1994	4,7	1,3	0,9	0,0	0,0	0,9	1,3	0,6
1995	10,0	0,7	1,0	0,0	0,5	0,5	4,5	1,9
1996	8,1	1,8	1,1	-0,5	0,3	1,4	1,9	0,0
1997	14,3	3,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,7	0,4
1998	7,8	0,0	7,4	3,0	1,9	1,5	3,6	3,6
1999	1,6	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
2000	1,0	0,0	-8,8	-5,4	-3,4	0,0	-0,7	0,0
2001	9,3	0,0	-5,9	-1,9	-1,0	-0,8	-0,4	0,0
2002	9,3	0,0	-2,5	-1,3	-1,0	0,0	0,0	0,0
2003	17,3	0,0	-8,4	-4,3	-2,1	-1,7	0,2	0,0
2004	19,5	1,1	0,7	0,0	0,8	0,0	0,0	0,0
2005	2,2	0,0	-2,1	-4,0	-0,9	2,8	1,6	0,0
2006	8,9	2,4	4,7	0,0	1,7	3,0	0,0	0,0

Fonte: per le misure permanenti e per quelle temporanee riguardanti le imposte permanenti elaborazioni su informazioni tratte dalle note tecniche di accompagnamento delle manovre (cfr. Bollettino economico Banca d'Italia, vari anni) incrociate con valutazioni ex post tratte da Relazione Banca d'Italia (vari anni) e Morcaldo (2005). Per le imposte di natura temporanea Rendiconto generale dello Stato.

(1) Relativamente all'Irpef versata in autotassazione e all'Irpeg gli effetti sono stati ricostruiti coerentemente con la metodologia utilizzata in questo lavoro che ricostruisce l'imposta di competenza sommando per ciascuno anno agli acconti dell'anno il saldo versato nell'anno successivo. (2) Non include gli effetti delle misure su lotto e lotterie perché non incluse nell'aggregato di entrate analizzato in questo lavoro.

Tavola 2a - Selezione del modello con miglior adattamento ai dati

(serie ufficiali del bilancio dello stato)

	serie in scala logaritmica				serie in rapporto alla base imponibile			
	σ	R^2_d	Q	Norm	σ	R^2_d	Q	Norm
Imposte dirette								
LLTM	0.051	0.770	10.354	2.394	0.006	0.577	12.260	2.985
$\sigma_\zeta=0$	0.077	0.417	8.701	0.088	0.006	0.614	4.931	3.628
$\sigma_\eta=0$	0.051	0.770	6.249	2.394	0.006	0.577	5.998	2.985
$\sigma_\omega=\sigma_{\omega^*}=0$	0.059	0.693	6.727	0.970	0.006	0.530	6.320	0.787
Imposte indirette								
LLTM	0.042	0.650	4.782	0.413	0.006	0.392	5.621	0.173
$\sigma_\zeta=0$	0.063	0.199	4.806	1.681	0.006	0.392	3.186	0.173
$\sigma_\eta=0$	0.042	0.650	4.156	0.413	0.006	0.449	3.303	0.078
$\sigma_\omega=\sigma_{\omega^*}=0$	0.047	0.549	4.445	0.478	0.006	0.392	2.427	0.173
Ritenute (lav. dip.)								
LLTM	0.043	0.819	6.717	0.826	0.007	0.582	8.222	1.273
$\sigma_\zeta=0$	0.087	0.270	8.684	2.261	0.006	0.601	8.129	2.199
$\sigma_\eta=0$	0.043	0.819	5.636	0.826	0.007	0.522	6.914	1.384
$\sigma_\omega=\sigma_{\omega^*}=0$	0.047	0.787	4.963	2.711	0.007	0.503	3.969	2.274
Irpef (lav. autonomi)								
LLTM	0.089	0.439	4.194	3.461	0.003	0.398	4.516	0.198
$\sigma_\zeta=0$	0.108	0.171	6.109	1.117	0.003	0.292	7.809	0.096
$\sigma_\eta=0$	0.086	0.475	2.986	2.343	0.003	0.380	5.123	0.341
$\sigma_\omega=\sigma_{\omega^*}=0$	0.089	0.439	2.795	3.461	0.003	0.285	5.583	0.116
Irpegg/lres								
LLTM	0.081	0.533	7.366	1.542	0.002	0.518	6.033	0.529
$\sigma_\zeta=0$	0.089	0.438	6.949	0.341	0.002	0.518	4.654	0.529
$\sigma_\eta=0$	0.080	0.546	5.073	1.505	0.002	0.518	4.654	0.529
$\sigma_\omega=\sigma_{\omega^*}=0$	0.095	0.366	6.091	1.625	0.003	0.169	7.471	0.855
IVA								
LLTM	0.048	0.568	6.563	3.746	0.003	0.230	3.692	4.780
$\sigma_\zeta=0$	0.072	0.049	4.496	4.397	0.003	0.230	3.246	4.780
$\sigma_\eta=0$	0.046	0.611	4.634	4.563	0.004	0.025	1.879	4.922
$\sigma_\omega=\sigma_{\omega^*}=0$	0.054	0.455	2.310	0.925	0.004	0.029	3.760	2.291

Per ciascuna delle 6 voci di entrata vengono stimati 4 modelli strutturali univariati e viene evidenziato in rosso quello che garantisce il miglior adattamento ai dati. Nella prima sezione la variabile endogena è espressa in forma logaritmica; nella seconda è messa in rapporto a una *proxy* macroeconomica della base imponibile. Le equazioni in entrambi i casi sono stimate sul periodo 1978-2006. LLTM indica il modello *local linear trend* senza restrizioni; $\sigma_\zeta=0$ indica quello in cui la pendenza è costante; $\sigma_\eta=0$ si riferisce al caso in cui il trend è un processo I(2); la restrizione $\sigma_\omega=\sigma_{\omega^*}=0$ elimina il ciclo dalla scomposizione della serie. Per valutare le proprietà statistiche di ciascun modello vengono considerate 4 statistiche: lo *standard error* della regressione; il coefficiente di determinazione; il test di autocorrelazione di Box-Ljung; il test di Doornik e Hansen di normalità. I test di autocorrelazione e normalità si distribuiscono asintoticamente come χ^2 con 6 e 2 gradi di libertà; per $\alpha=.05$ i rispettivi valori critici sono 12.6 e 5.99.

Tavola 2b - Selezione del modello con miglior adattamento ai dati

(serie corrette per tener conto degli sfasamenti temporali, delle imposte abolite e delle *una-tantum*)

	serie in scala logaritmica				serie in rapporto alla base imponibile			
	σ	R^2_d	Q	Norm	σ	R^2_d	Q	Norm
Imposte dirette								
LLTM	0.049	0.752	7.055	1.667	0.005	0.444	6.200	0.314
$\sigma_\zeta=0$	0.075	0.403	5.729	0.189	0.005	0.506	5.510	0.216
$\sigma_\eta=0$	0.049	0.752	6.805	1.667	0.005	0.444	5.943	0.314
$\sigma_\omega=\sigma_{\omega^*}=0$	0.056	0.674	8.732	3.357	0.006	0.317	10.453	0.637
Imposte indirette								
LLTM	0.039	0.675	8.762	1.623	0.005	0.624	5.559	2.158
$\sigma_\zeta=0$	0.065	0.089	7.189	1.380	0.006	0.469	2.421	0.191
$\sigma_\eta=0$	0.039	0.675	6.637	1.623	0.005	0.489	2.567	0.118
$\sigma_\omega=\sigma_{\omega^*}=0$	0.044	0.589	5.387	0.717	0.006	0.469	2.159	0.191
Ritenute (lav. dip.)								
LLTM	0.043	0.820	6.819	0.729	0.007	0.586	7.772	1.246
$\sigma_\zeta=0$	0.094	0.157	9.707	6.648	0.006	0.604	7.550	2.479
$\sigma_\eta=0$	0.043	0.820	5.588	0.729	0.007	0.526	6.274	1.297
$\sigma_\omega=\sigma_{\omega^*}=0$	0.047	0.790	4.980	2.827	0.007	0.511	3.736	2.487
Irpef (lav. autonomi)								
LLTM	0.089	0.439	4.194	3.461	0.003	0.398	4.516	0.198
$\sigma_\zeta=0$	0.108	0.171	6.109	1.117	0.003	0.292	7.809	0.096
$\sigma_\eta=0$	0.086	0.475	2.986	2.343	0.003	0.380	5.123	0.341
$\sigma_\omega=\sigma_{\omega^*}=0$	0.089	0.439	2.795	3.461	0.003	0.285	5.583	0.116
Irpeg/Ires								
LLTM	0.083	0.524	6.074	1.832	0.002	0.548	6.258	0.543
$\sigma_\zeta=0$	0.092	0.406	6.942	0.360	0.002	0.548	5.278	0.543
$\sigma_\eta=0$	0.082	0.528	4.482	1.450	0.002	0.548	5.278	0.543
$\sigma_\omega=\sigma_{\omega^*}=0$	0.092	0.409	4.800	2.615	0.003	0.258	7.389	1.335
IVA								
LLTM	0.049	0.560	5.378	5.132	0.004	0.185	5.118	3.596
$\sigma_\zeta=0$	0.066	0.199	6.902	7.217	0.004	0.030	5.279	1.292
$\sigma_\eta=0$	0.049	0.560	5.737	5.133	0.004	0.012	4.260	1.681
$\sigma_\omega=\sigma_{\omega^*}=0$	0.056	0.419	4.635	2.261	0.004	0.030	5.061	1.292

Per ciascuna delle 6 voci di entrata vengono stimati 4 modelli strutturali univariati e viene evidenziato in rosso quello che garantisce il miglior adattamento ai dati. Nella prima sezione la variabile endogena è espressa in forma logaritmica; nella seconda è messa in rapporto a una *proxy* macroeconomica della base imponibile. Le equazioni in entrambi i casi sono stimate sul periodo 1978-2006. LLTM indica il modello *local linear trend* senza restrizioni; $\sigma_\zeta=0$ indica quello in cui la pendenza è costante; $\sigma_\eta=0$ si riferisce al caso in cui il trend è un processo I(2); la restrizione $\sigma_\omega=\sigma_{\omega^*}=0$ elimina il ciclo dalla scomposizione della serie. Per valutare le proprietà statistiche di ciascun modello vengono considerate 4 statistiche: lo *standard error* della regressione; il coefficiente di determinazione; il test di autocorrelazione di Box-Ljung; il test di Doornik e Hansen di normalità. I test di autocorrelazione e normalità si distribuiscono asintoticamente come χ^2 con 6 e 2 gradi di libertà; per $\alpha=.05$ i rispettivi valori critici sono 12.6 e 5.99.

Tavola 2c - Selezione del modello con miglior adattamento ai dati

(serie corrette per tener conto delle imposte temporanee e delle misure discrezionali)

	serie in scala logaritmica				serie in rapporto alla base imponibile			
	σ	R^2_d	Q	Norm	σ	R^2_d	Q	Norm
Imposte dirette								
LLTM	0.055	0.708	8.381	0.511	0.005	0.536	7.725	0.702
$\sigma_\zeta=0$	0.076	0.443	10.827	1.252	0.005	0.536	6.692	0.702
$\sigma_\eta=0$	0.055	0.708	7.876	0.511	0.006	0.453	7.314	1.311
$\sigma_\omega=\sigma_{\omega^*}=0$	0.066	0.581	5.986	1.634	0.006	0.392	5.796	0.878
Imposte indirette								
LLTM	0.034	0.664	10.169	0.388	0.005	0.539	16.199	0.553
$\sigma_\zeta=0$	0.051	0.256	10.221	0.588	0.006	0.421	9.369	0.555
$\sigma_\eta=0$	0.036	0.634	8.073	0.581	0.005	0.539	13.878	0.553
$\sigma_\omega=\sigma_{\omega^*}=0$	0.036	0.632	8.022	0.551	0.006	0.440	9.426	0.724
Ritenute (lav. dip.)								
LLTM	0.058	0.693	10.436	0.951	0.007	0.421	17.719	10.334
$\sigma_\zeta=0$	0.088	0.305	7.701	1.892	0.007	0.471	13.608	8.799
$\sigma_\eta=0$	0.058	0.693	9.415	1.444	0.007	0.433	10.320	5.335
$\sigma_\omega=\sigma_{\omega^*}=0$	0.065	0.624	4.786	0.527	0.008	0.348	9.815	14.274
Irpef (lav. autonomi)								
LLTM	0.089	0.439	4.194	3.461	0.002	0.586	9.514	8.857
$\sigma_\zeta=0$	0.108	0.171	6.109	1.117	0.002	0.586	9.278	8.857
$\sigma_\eta=0$	0.086	0.475	2.986	2.343	0.002	0.588	7.771	3.512
$\sigma_\omega=\sigma_{\omega^*}=0$	0.089	0.439	2.795	3.461	0.002	0.477	7.118	9.499
Irpegg/lres								
LLTM	0.083	0.524	6.074	0.183	0.003	0.172	4.902	3.620
$\sigma_\zeta=0$	0.092	0.406	6.942	0.360	0.003	0.172	4.661	3.620
$\sigma_\eta=0$	0.082	0.528	4.482	1.450	0.003	0.171	3.468	1.111
$\sigma_\omega=\sigma_{\omega^*}=0$	0.092	0.409	4.800	2.615	0.003	0.172	3.213	3.620
IVA								
LLTM	0.048	0.501	6.336	1.002	0.004	0.188	5.045	6.106
$\sigma_\zeta=0$	0.065	0.090	2.401	12.449	0.004	0.028	3.252	3.827
$\sigma_\eta=0$	0.048	0.501	5.333	1.002	0.004	0.188	5.034	6.106
$\sigma_\omega=\sigma_{\omega^*}=0$	0.052	0.415	2.384	2.892	0.004	0.022	2.736	3.757

Per ciascuna delle 6 voci di entrata vengono stimati 4 modelli strutturali univariati e viene evidenziato in rosso quello che garantisce il miglior adattamento ai dati. Nella prima sezione la variabile endogena è espressa in forma logaritmica; nella seconda è messa in rapporto a una *proxy* macroeconomica della base imponibile. Le equazioni in entrambi i casi sono stimate sul periodo 1978-2006. LLTM indica il modello *local linear trend* senza restrizioni; $\sigma_\zeta=0$ indica quello in cui la pendenza è costante; $\sigma_\eta=0$ si riferisce al caso in cui il trend è un processo I(2); la restrizione $\sigma_\omega=\sigma_{\omega^*}=0$ elimina il ciclo dalla scomposizione della serie. Per valutare le proprietà statistiche di ciascun modello vengono considerate 4 statistiche: lo *standard error* della regressione; il coefficiente di determinazione; il test di autocorrelazione di Box-Ljung; il test di Doornik e Hansen di normalità. I test di autocorrelazione e normalità si distribuiscono asintoticamente come χ^2 con 6 e 2 gradi di libertà; per $\alpha=.05$ i rispettivi valori critici sono 12.6 e 5.99.

Tavola 3a - Residui ausiliari e cambiamenti di regime

(serie in scala logaritmica)

	ε_t		η_t		ζ_t	
	N	K	N	K	N	K
Imposte dirette						
gettito effettivo	0.554	0.545	•	•	0.401	0.351
gettito al netto delle una-tantum	0.021	0.002	•	•	1.727	0.537
gettito al netto delle misure permanenti	0.474	0.043	•	•	1.900	0.765
Imposte indirette						
gettito effettivo	0.569	0.281	•	•	0.507	0.003
gettito al netto delle una-tantum	0.851	0.313	•	•	0.673	0.361
gettito al netto delle misure permanenti	0.504	0.453	0.928	0.037	0.613	0.577
Ritenute (lav. dip.)						
gettito effettivo	0.965	0.857	•	•	0.824	0.335
gettito al netto delle una-tantum	0.896	0.779	•	•	0.833	0.321
gettito al netto delle misure permanenti	0.716	0.065	•	•	2.109	0.149
Irpef (lav. autonomi)						
gettito effettivo	0.922	0.814	4.288	0.941	1.856	0.034
gettito al netto delle una-tantum	0.922	0.814	4.288	0.941	1.856	0.034
gettito al netto delle misure permanenti	0.922	0.814	4.288	0.941	1.856	0.034
Irpeg/Ires						
gettito effettivo	1.048	1.043	•	•	0.762	0.759
gettito al netto delle una-tantum	0.540	0.539	•	•	0.861	0.827
gettito al netto delle misure permanenti	0.540	0.539	•	•	0.861	0.827
IVA						
gettito effettivo	0.029	0.022	•	•	0.735	0.563
gettito al netto delle una-tantum	0.291	0.063	•	•	0.679	0.423
gettito al netto delle misure permanenti	0.792	0.223	•	•	0.765	0.651

La tabella presenta i valori del test di normalità (N) e curtosi (K) applicati ai residui ausiliari ottenuti scomponendo le serie storiche del gettito tributarie in componenti strutturali. Le prime due colonne contengono i risultati relativi alla componente idiosincratca, mentre le successive quattro si riferiscono allo *shock* al livello e, rispettivamente, alla pendenza della componente di *trend*. Le equazioni sono stimate sul periodo 1978-2006 e, tranne i casi di ritenute e Irpef, includono *intervention dummy* per modellare i cambiamenti di regime. I test di curtosi e normalità (nella versione proposta da Bowman e Shenton) si distribuiscono asintoticamente come χ^2 con 1 e 2 gradi di libertà; per $\alpha=.05$ i rispettivi valori critici sono 3.84 e 5.99, mentre per $\alpha=.01$ sono 6.63 e 9.21. I valori evidenziati in rosso con una e due stellette indicano i casi in cui il test rigetta l'ipotesi di nullità a livelli di significatività del 5 e, rispettivamente, 1 per cento.

Tavola 3b - Residui ausiliari e cambiamenti di regime

(serie in rapporto alla base imponibile)

	ε_t		η_t		ζ_t	
	N	K	N	K	N	K
Imposte dirette						
gettito effettivo	0.738	0.505	1.287	0.043	•	•
gettito al netto delle una-tantum	0.349	0.268	0.065	0.029	•	•
gettito al netto delle misure permanenti	2.964	0.500	0.197	0.097	•	•
Imposte indirette						
gettito effettivo	0.968	0.637	•	•	0.464	0.414
gettito al netto delle una-tantum	1.128	0.985	•	•	0.774	0.704
gettito al netto delle misure permanenti	0.349	0.202	•	•	0.775	0.607
Ritenute (lav. dip.)						
gettito effettivo	0.555	0.550	4.062	1.258	•	•
gettito al netto delle una-tantum	0.462	0.443	4.181	1.394	•	•
gettito al netto delle misure permanenti	0.915	0.190	3.589	3.501	•	•
Irpef (lav. autonomi)						
gettito effettivo	1.473	0.328	1.131	1.076	0.364	0.331
gettito al netto delle una-tantum	1.473	0.328	1.131	1.076	0.364	0.331
gettito al netto delle misure permanenti	13.839**	11.28**	•	•	1.674	1.522
Irpeg/Ires						
gettito effettivo	1.236	0.302	0.046	0.003	•	•
gettito al netto delle una-tantum	0.408	0.238	0.061	0.035	•	•
gettito al netto delle misure permanenti	0.270	0.121	0.333	0.063	•	•
IVA						
gettito effettivo	0.189	0.135	3.634	1.247	•	•
gettito al netto delle una-tantum	0.506	0.106	0.954	0.583	1.710	1.580
gettito al netto delle misure permanenti	0.651	0.237	•	•	2.162	0.840

La tabella presenta i valori del test di normalità (N) e curtosi (K) applicati ai residui ausiliari ottenuti scomponendo le serie storiche del gettito tributarie in componenti strutturali. Le prime due colonne contengono i risultati relativi alla componente idiosincratICA, mentre le successive quattro si riferiscono allo *shock* al livello e, rispettivamente, alla pendenza della componente di *trend*. Le equazioni sono stimate sul periodo 1978-2006 e, tranne i casi di ritenute e Irpef, includono *intervention dummy* per modellare i cambiamenti di regime. I test di curtosi e normalità (nella versione proposta da Bowman e Shenton) si distribuiscono asintoticamente come χ^2 con 1 e 2 gradi di libertà; per $\alpha=.05$ i rispettivi valori critici sono 3.84 e 5.99, mentre per $\alpha=.01$ sono 6.63 e 9.21. I valori evidenziati in rosso con una e due stellette indicano i casi in cui il test rigetta l'ipotesi di nullità a livelli di significatività del 5 e, rispettivamente, 1 per cento.

Tavola 4 -Interventi sull'Irpef e sulle imposte sostitutive sui rendimenti delle attività finanziarie

	Irpef					Imposte sostitutive rendimenti attività finanziarie	
	Aumento detrazioni carichi familiari	Aumento detrazioni per tipo di reddito	Aumento selettivo alcune detrazioni	Modifica aliquote e scaglioni	Indicatore di progressività (1)	Modifica aliquota	Modifica versamenti (8)
1978				no	1,9	si	si
1979			si	no	1,9	no	no
1980	si	si	si	no	1,9	no	si
1981	si	si	si	no	1,9	si	no
1982	si	si	si	no	1,8	si	si
1983	si	si		riforma struttura (2)	1,6	si	no
1984	si	si		no	1,9	no	si
1985	si	si		no	1,8	no	no
1986	si	si		riforma struttura (2)	1,7	si	si
1987	si			no	1,7	no	no
1988	si	si	si	no	1,6	si	si
1989 (3)	si	si	si	riforma struttura (2)	1,6	no	no
1990 (4)	si			si	1,7	no	no
1991 (4)	si		si	si	1,7	no	si
1992 (5)				riforma struttura (2)	1,8	no	no
1993 (6)			si	no	1,7	no	si
1994	si		si	no	1,7	no	no
1995 (7)			si	no	1,7	si	no
1996 (7)			si	no	1,6	si	si
1997			si	no	1,6	no	si
1998	si	si		riforma struttura (2)	1,6	si	no
1999			si	no	1,6	no	no
2000	si	si	si	si	1,7	no	no
2001			si	riforma struttura (2)	1,7	no	no
2002			si	no	1,7	no	no
2003 (7)	no	si		riforma struttura (2)	2,1	no	no
2004				no	2,1	no	no
2005 (8)	si			riforma struttura (2)	2,0	no	no
2006				no	2,0	no	no

Fonte: Relazione Banca d'Italia - Appendice - Principali provvedimenti in materia economica (vari anni)

(1) E' calcolato come media semplice degli indicatori locali di progressività (LP) calcolati per livelli puntuali di reddito di una scala dei redditi assunta costante in termini reali; non è ponderato per la distribuzione dei redditi. (2) Questi anni sono interessati da una riforma che ha riguardato sia le detrazioni sia la curva delle aliquote. (3) Nel 1989 viene emanato il DL 69/1989 che stabilisce l'adeguamento automatico degli scaglioni, delle detrazioni e dei limiti di reddito per poterne fruire negli anni in cui l'inflazione supera il 2%; entra in vigore per la prima volta nel 1990. (4) Gli anni 1990 e 1991 sono gli unici due anni in cui il meccanismo automatico di revisione sia delle detrazioni (e dei livelli di redditi per fruirne) sia dei limiti degli scaglioni ha trovato integrale applicazione. (5) La riforma del 1992 è l'unica introdotta con la finalità di aumentare il gettito; viene stabilita a fine 1992 e prelevata già sui redditi dello stesso anno in occasione del conguaglio di fine anno. (6) Viene stabilito che a partire dal 1993 il meccanismo automatico di indicizzazione all'inflazione del DL 69/89 si applica solo alle detrazioni e ai livelli di reddito per poterne fruire. Già nel 1993 la norma viene applicata solo parzialmente. (7) In questi anni la legge finanziaria deroga esplicitamente al dettato del DL 69/89 stabilendo di destinare le risorse previste per la restituzione del drenaggio fiscale per aumentare le detrazioni per famiglie numerose con redditi bassi. (8) L'imposta sostitutiva sugli interessi dei depositi bancari viene versata dalle banche in due acconti durante l'anno di competenza e un saldo nell'anno successivo. La misura di questi acconti ha subito moltissime modifiche negli anni

Tavola 5a - Stima del **trend** delle aliquote implicite corrette

	Variabile dipendente					
	Totale Dirette	Ritenute Irpef lavoro dip.	Irpef in autotassazione	Irpeg/Ires	Totale Indirette	IVA
Costante	-0,002 (-0,118)	-0,067 (-3,062)	-0,002 (-0,604)	0,033 (-22,611)	0,146 (8,980)	0,039 (6,452)
Misura dell'output gap (settore privato)				0,049 (2,009)		0,077 (3,189)
Inflazione			0,005 (8,589)		-0,052 (-13,247)	
Prezzo del petrolio				-0,000 (-6,5426)	0,011 (5,595)	0,0152 (11,816)
Condoni e imposte una tantum	-0,132 (-2,015)		-0,047 (-1,803)			
ROE delle banche italiane	0,115 (5,260)			0,076 (4,670)		
Tasso di interesse	0,000 (3,811)					
Dividendi società quotate				0,180 (4,129)		
Inflazione per grado di progressività Irpef	0,011 (5,597)	0,031 (11,513)				
Grado di progressività dell'Irpef			0,012 (6,629)			
Quota di reddito dal 5% più ricco	0,405 (4,709)	1,309 (8,973)				
Quota pensioni su base Irpef		-0,092 (-4,294)				
Investimenti della PA					0,329 (5,030)	0,249 (7,714)
Consumi PA/consumi privati e pubblici					0,962 (3,565)	
Quota consumi beni durevoli					0,21 (2,247)	
Dummy anno 1983		0,017 (2,938)				
Dummy anno 1979						0,009 (3,242)
R2	0,98	0,989	0,82	0,808	0,98	0,90
test di autocorrelazione	0,58	0,04	0,10	0,11	0,09	0,16

NOTE: Stime OLS. In parentesi t-ratio.

Tavola 5b - Stima delle **aliquote** implicite corrette

	Variabile dipendente			
	Ritenute Irpef lavoro dipendente	Irpef versata in autotassazione	Irpeg/Ires	IVA
Costante	-0,079 (-2,461)	-0,004 (-0,846)	0,031 (24,068)	0,035 (3,610)
Misura dell'output gap (settore privato)			0,052 (2,323)	0,051 (1,312)
Inflazione		0,005 (6,036)		
Prezzo del petrolio			-0,000 (-6,756)	0,016 (7,831)
Condoni e imposte una tantum		-0,024 (-0,603)		
ROE delle banche italiane			0,044 (3,009)	
Dividendi società quotate			0,584 (14,857)	
Inflazione per grado di progressività Irpef	0,029 (7,429)			
Grado di progressività dell'Irpef		0,013 (4,703)		
Quota di reddito dal 5% più ricco	1,276 (5,959)			
Quota pensioni su base Irpef	-0,075 (-2,380)			
Investimenti della PA				0,256 (4,958)
Dummy anno 1983	0,022 (2,539)			
Dummy anno 1979				0,005 (1,190)
R2	0,98	0,710	0,94	0,78
Indice di autocorrelazione	0,21	0,007	0,14	0,10

NOTE: Stime OLS. In parentesi t-ratio.

Fig.1 - Gettito tributario, misure una tantum e permanenti nel periodo 1978-2006

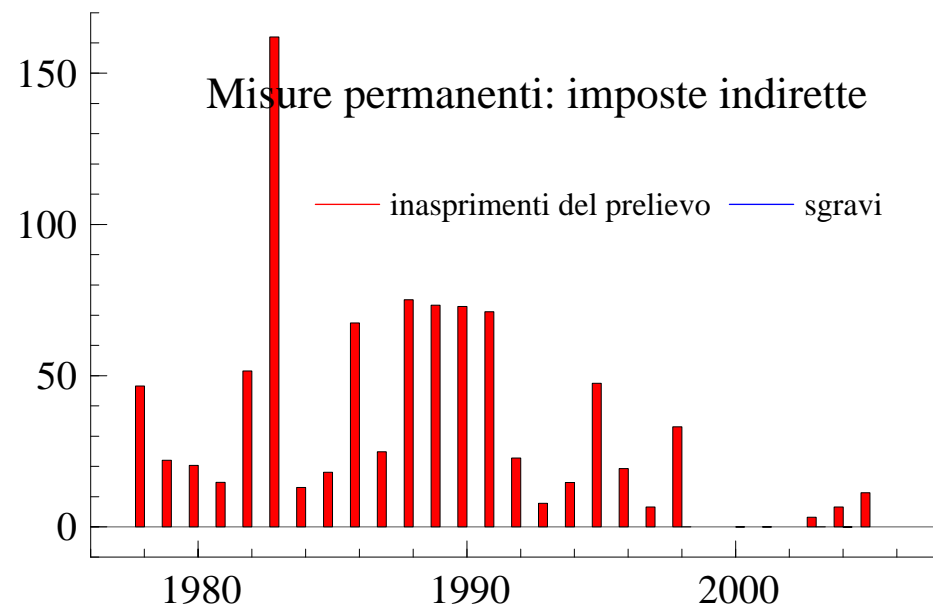
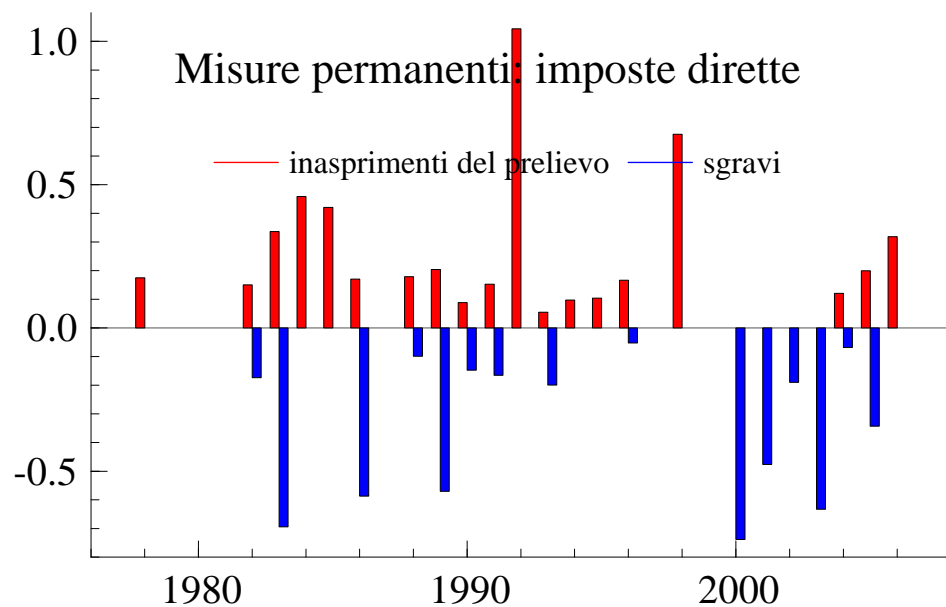
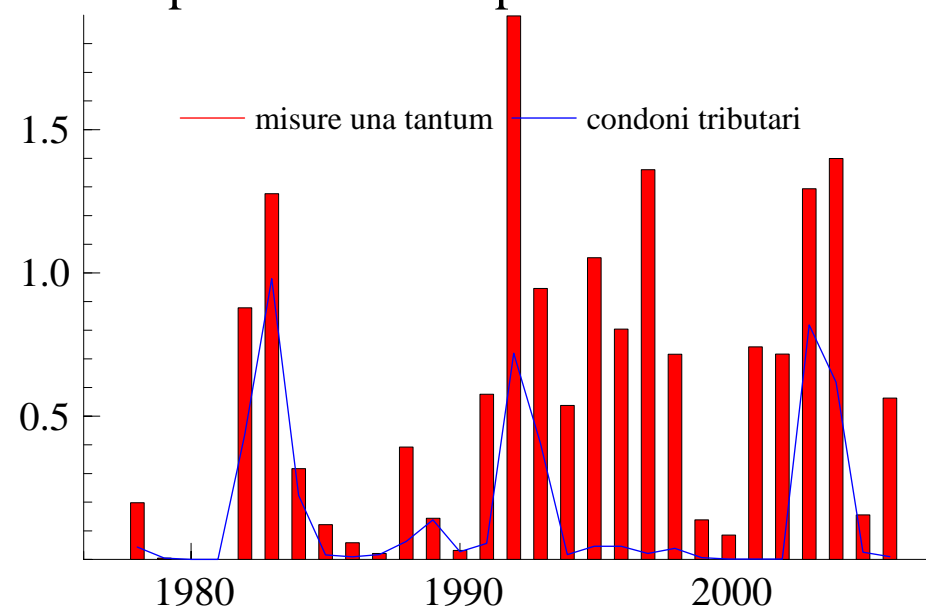
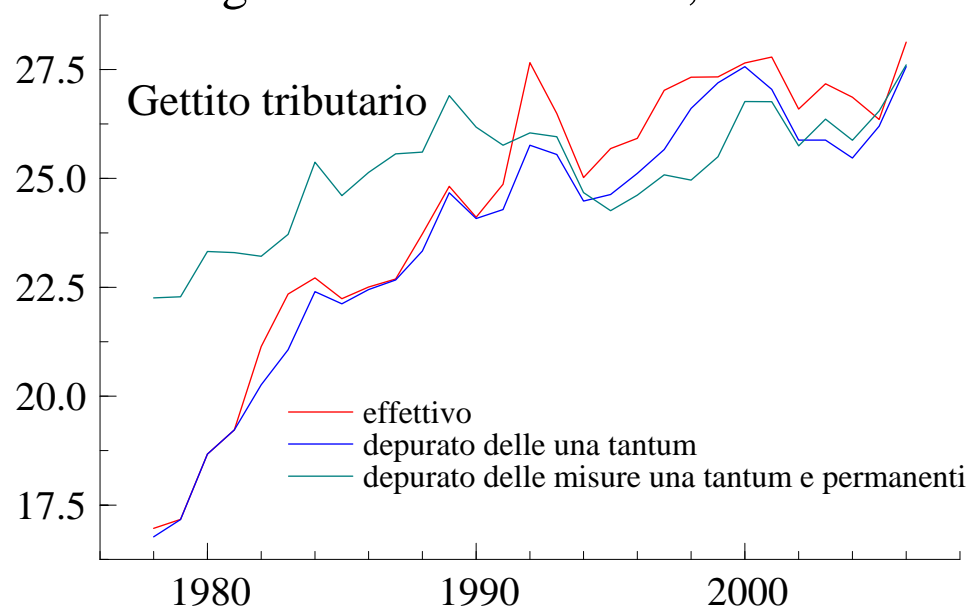
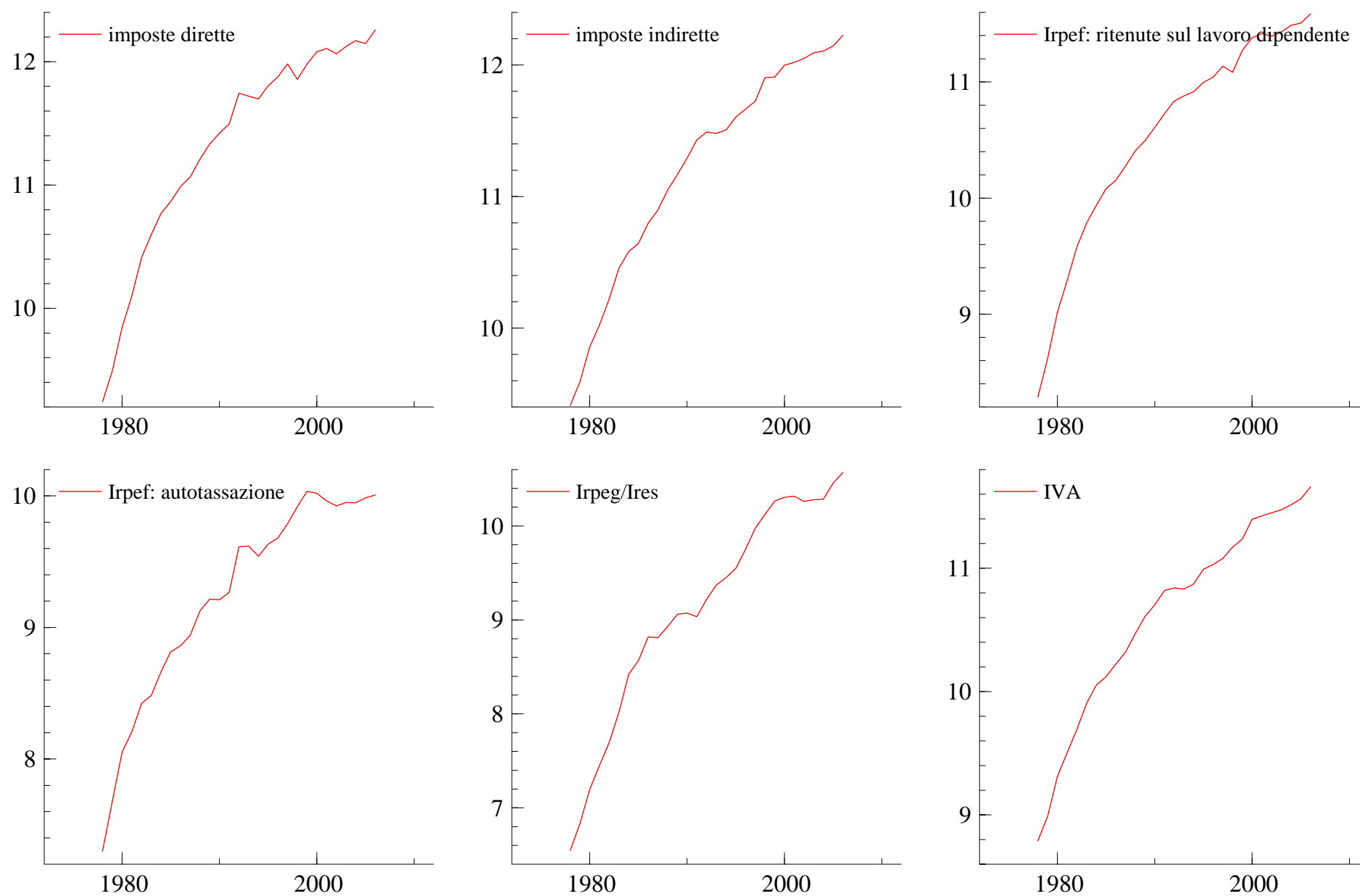
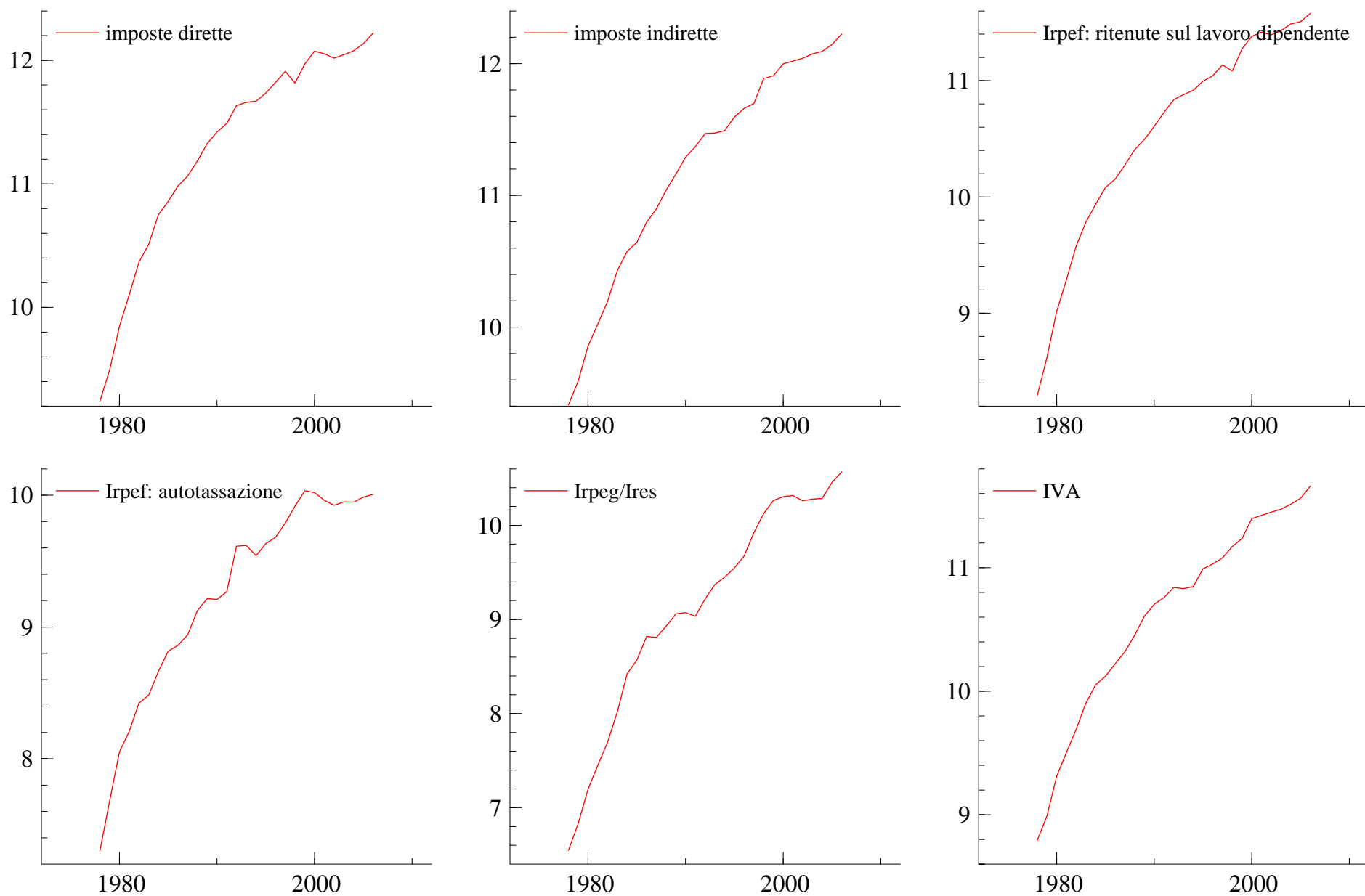


Fig.2a: Gettito tributario effettivo nel periodo 1978-2006



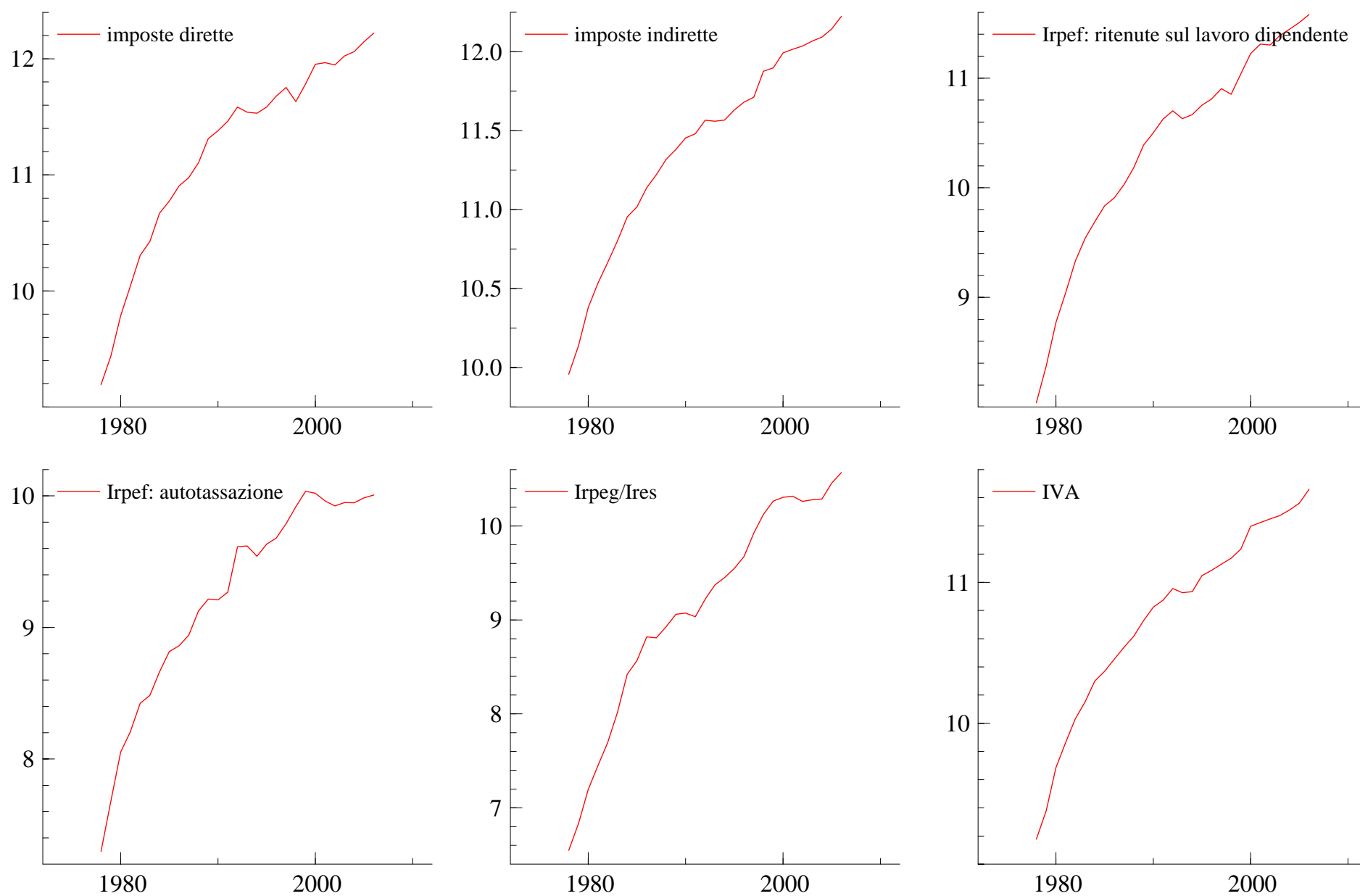
NB: le serie sono rappresentate in scala logaritmica.

Fig.2b: Gettito tributario depurato delle misure una tantum nel periodo 1978-2006



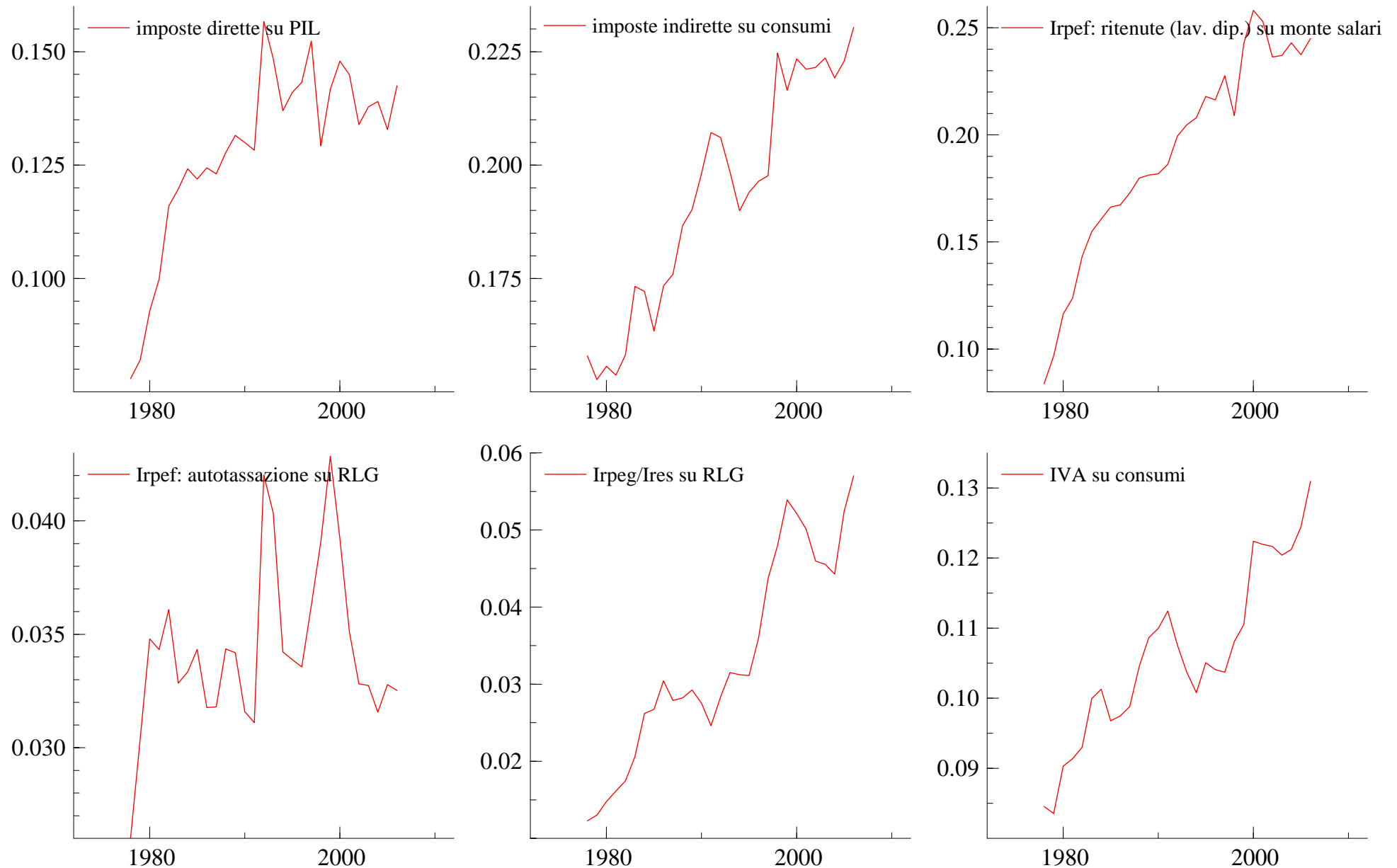
NB: le serie sono rappresentate in scala logaritmica.

Fig.2c: Gettito tributario depurato delle misure permanenti nel periodo 1978-2006



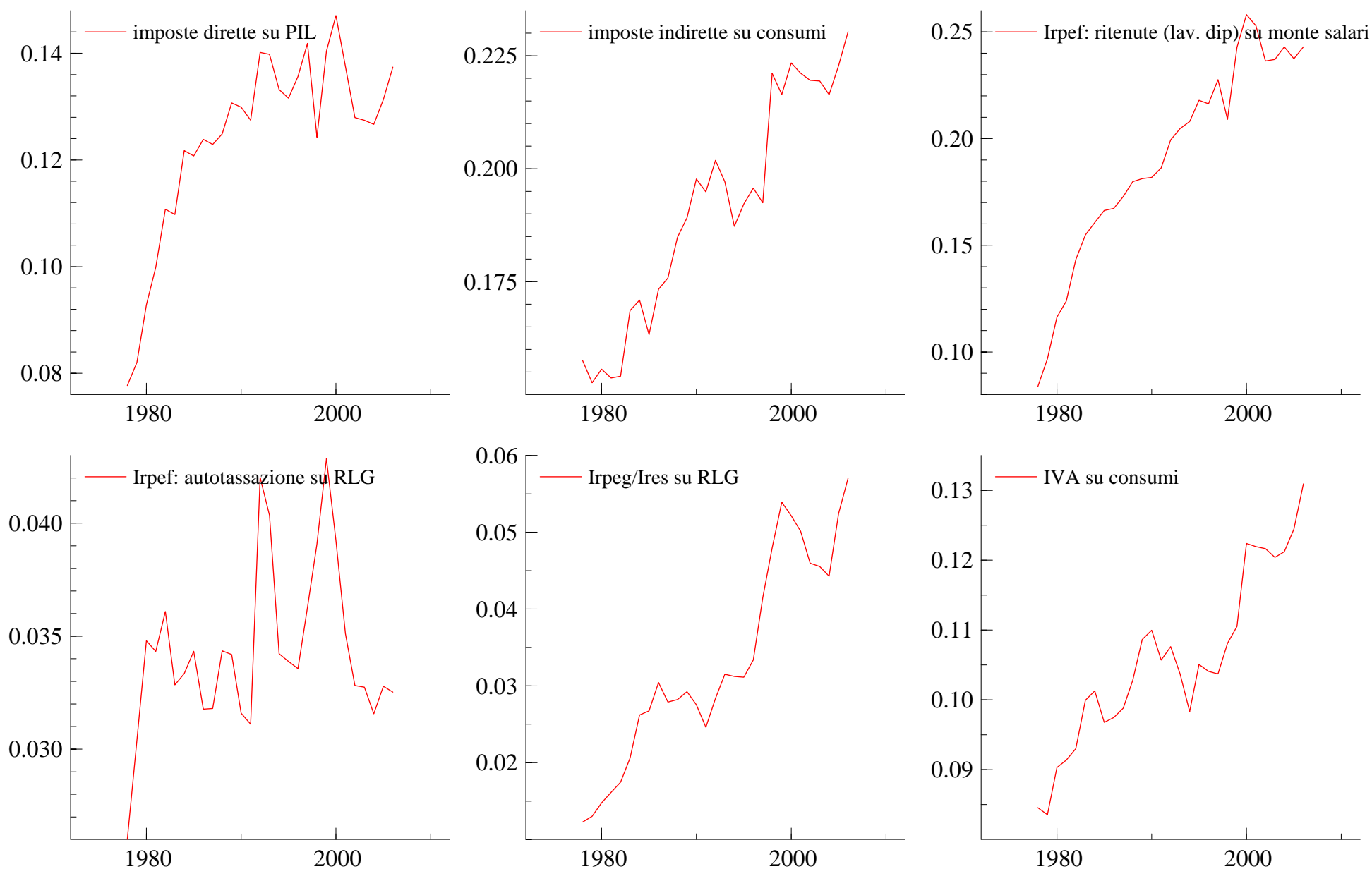
NB: le serie sono rappresentate in scala logaritmica.

Fig.2d: Gettito tributario effettivo nel periodo 1978-2006



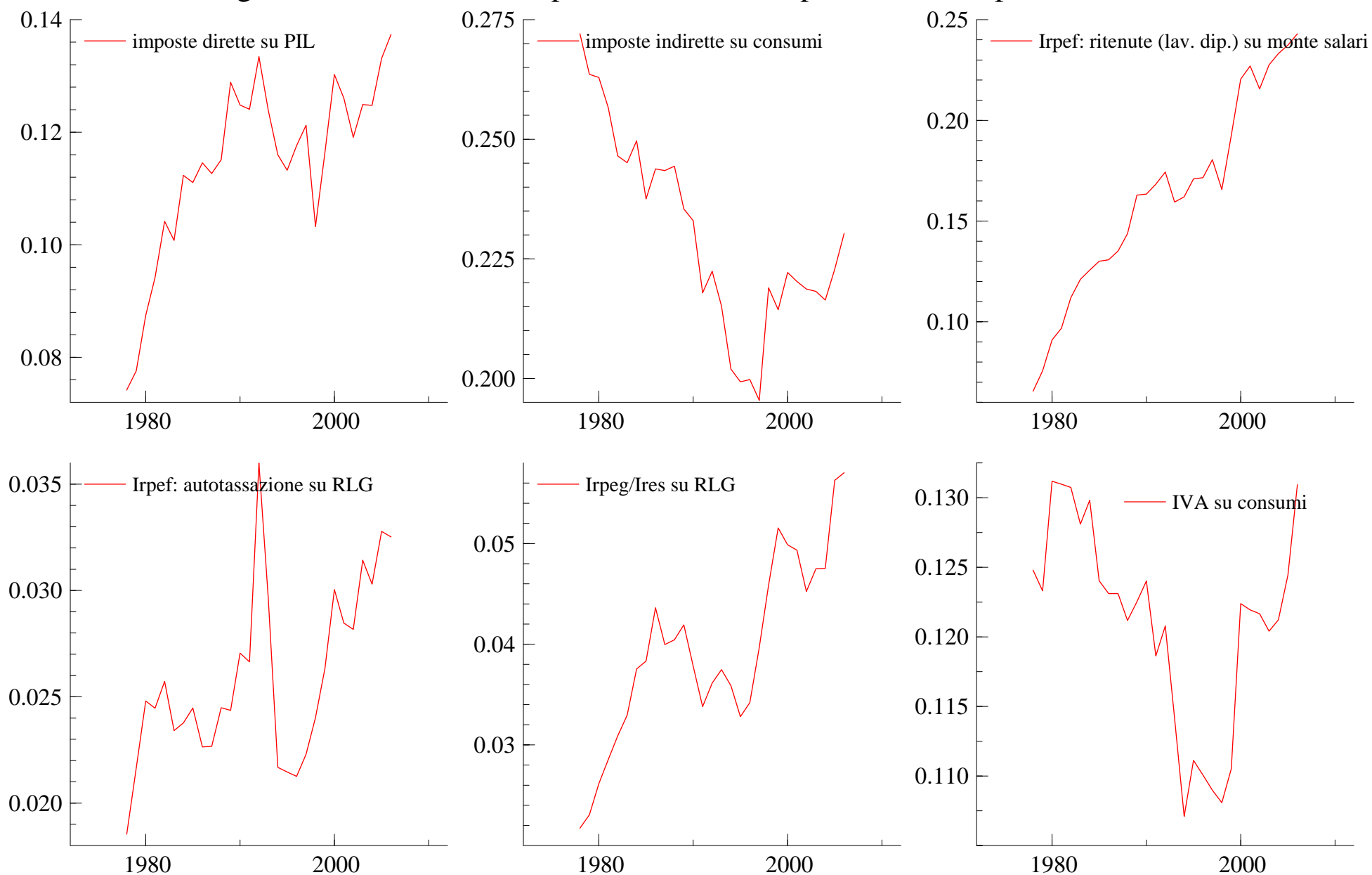
NB: le serie sono espresse in rapporto a variabili macroeconomiche usate come proxy della base imponibile.

Fig.2e: Gettito tributario depurato delle misure una tantum nel periodo 1978-2006



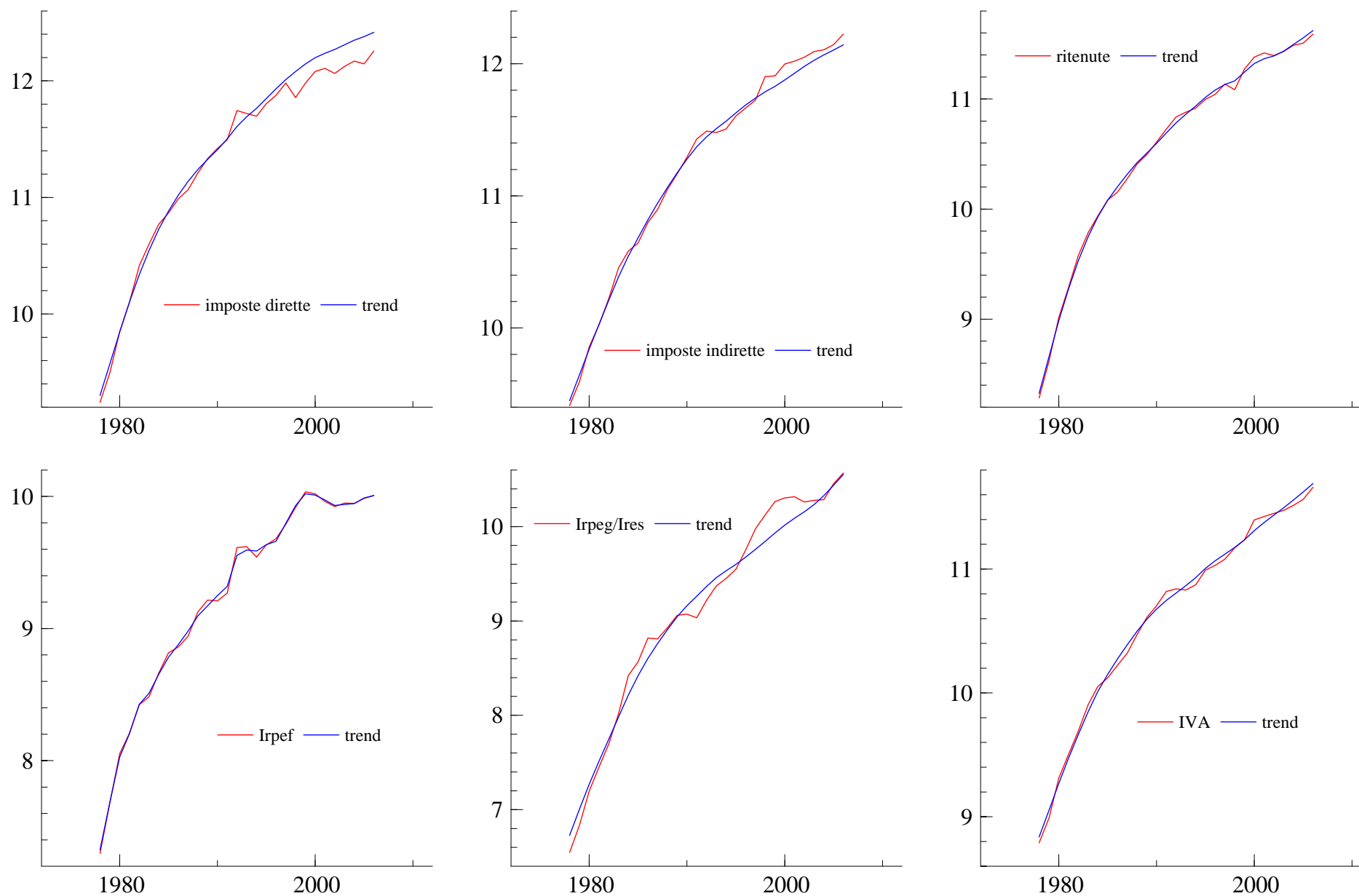
NB: le serie sono espresse in rapporto a variabili macroeconomiche usate come proxy della base imponibile.

Fig.2f: Gettito tributario depurato delle misure permanenti nel periodo 1978-2006



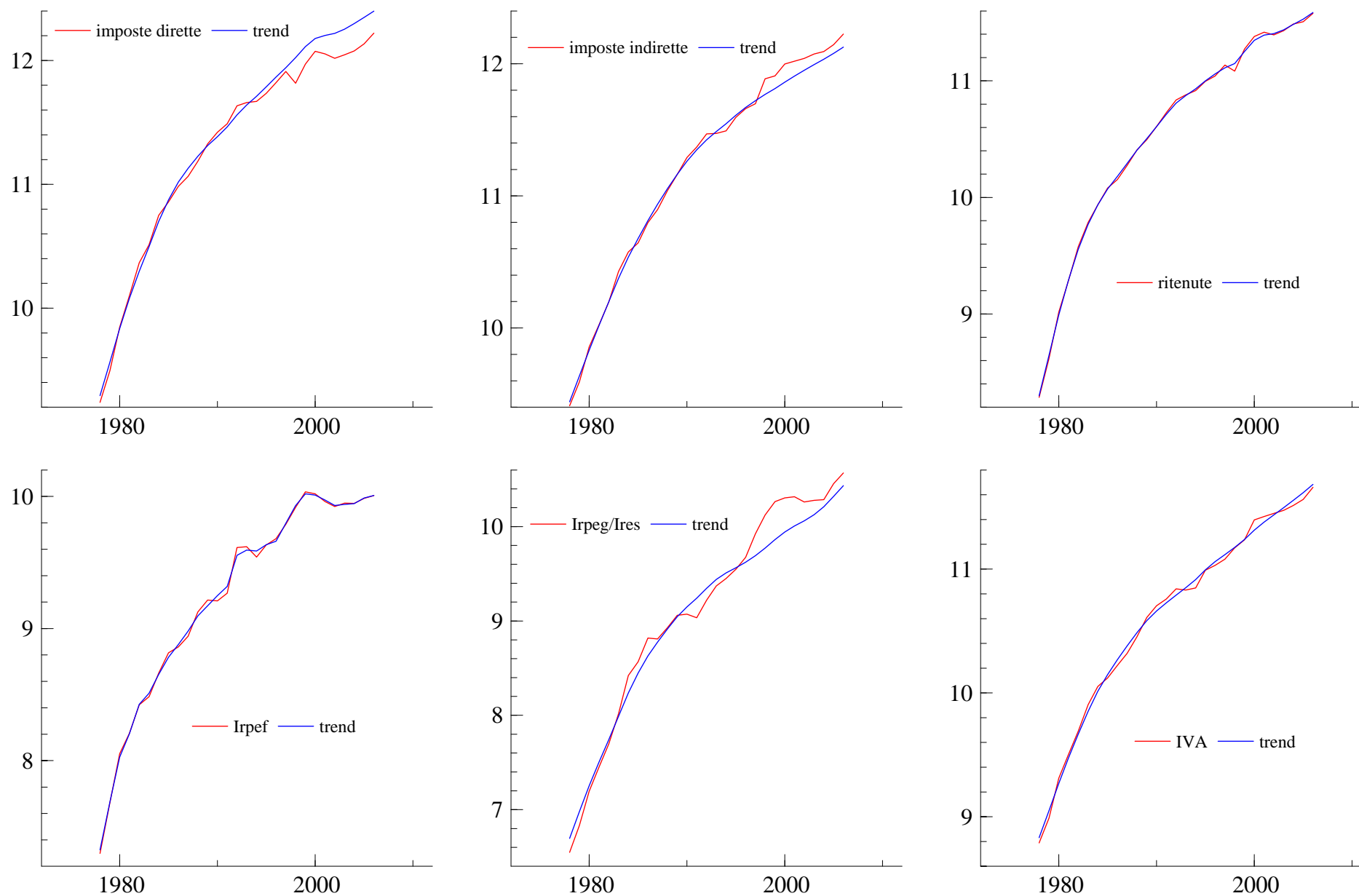
NB: le serie sono espresse in rapporto a variabili macroeconomiche usate come proxy della base imponibile.

Fig.3a: Gettito tributario e componente di trend



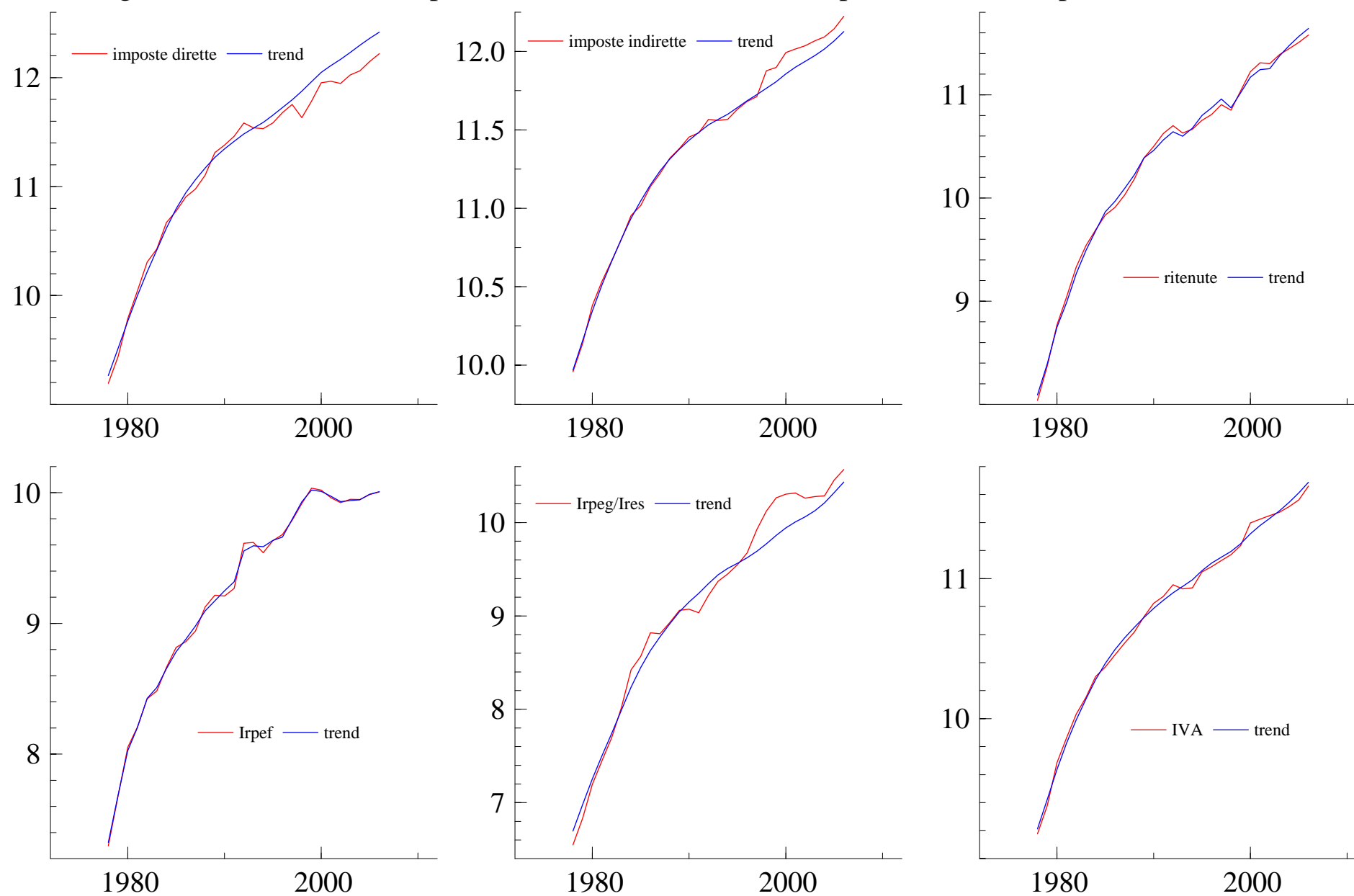
NB: le serie sono rappresentate in scala logaritmica.

Fig.3b: Gettito tributario depurato delle misure una tantum e componente di trend



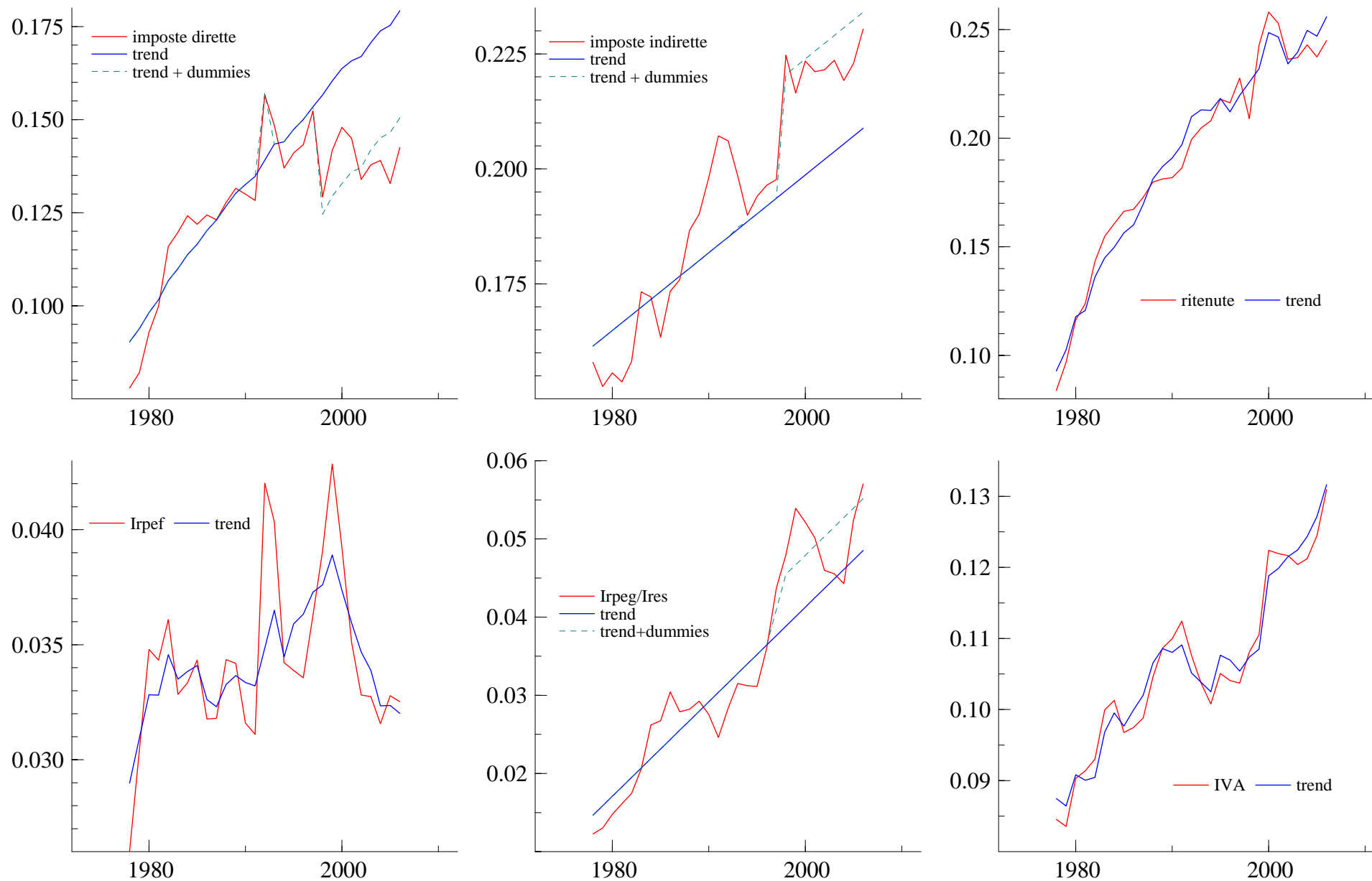
NB: le serie, rappresentate in scala logaritmica, sono depurate delle una tantum

Fig.3c: Gettito tributario depurato delle misure una tantum e permanenti e componente di trend



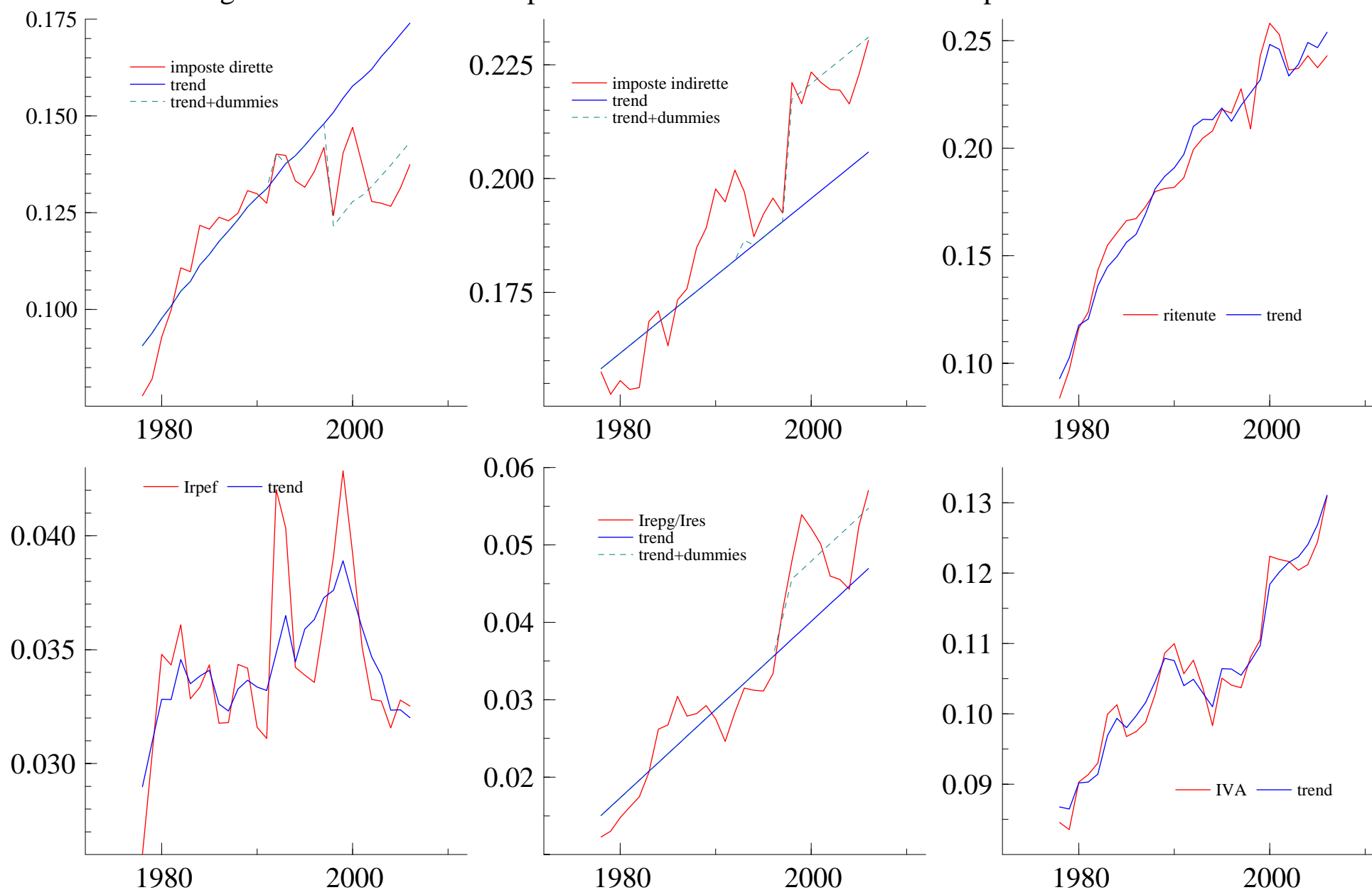
NB: le serie sono rappresentate in scala logaritmica

Fig.3d: Gettito tributario effettivo e componente di trend



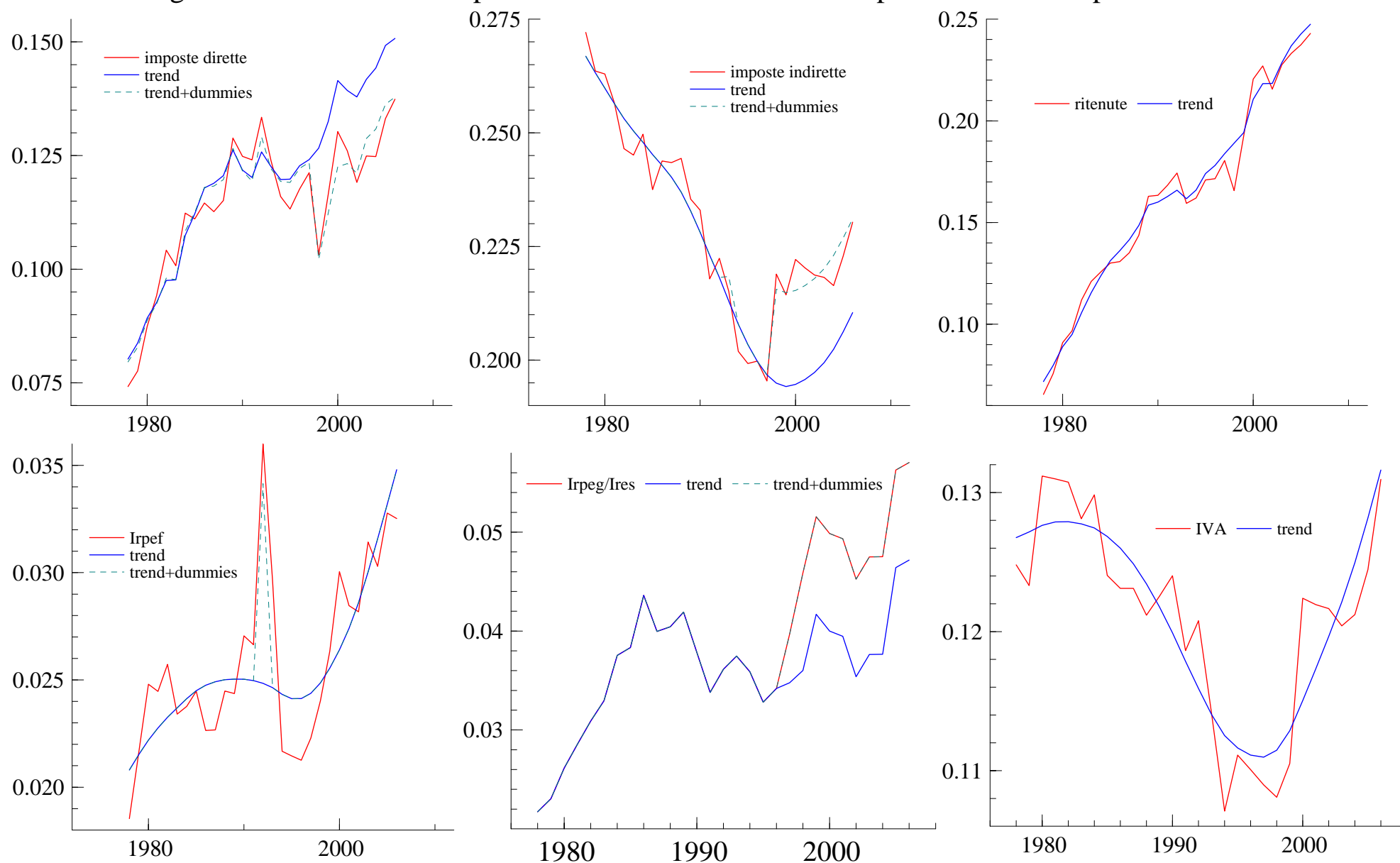
NB: le serie sono espresse in rapporto a variabili macroeconomiche usate come proxy della base imponibile

Fig.3e: Gettito tributario depurato delle misure una tantum e componente di trend



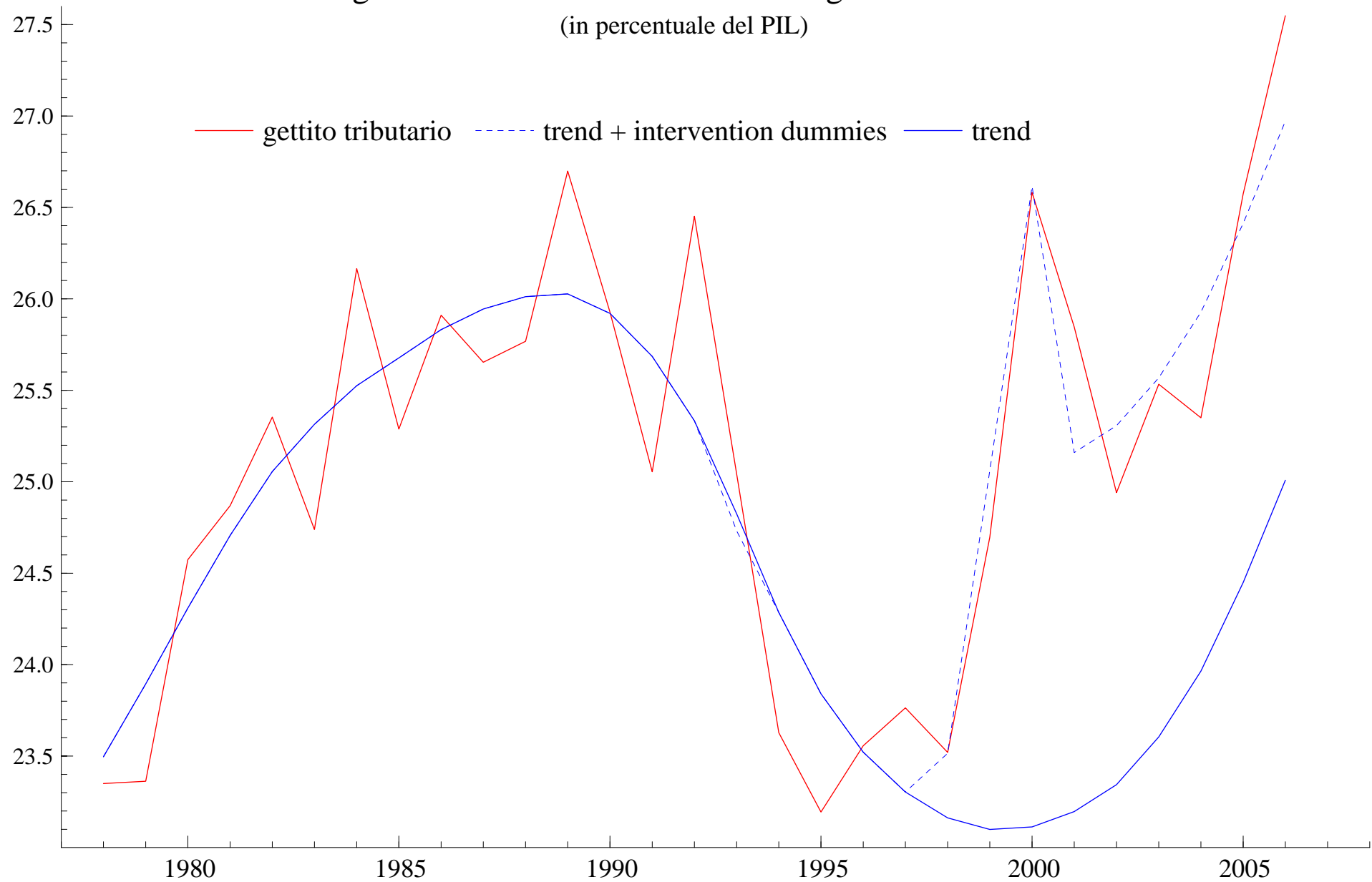
NB: le serie sono rappresentate in rapporto a una proxy della base imponibile

Fig.3f: Gettito tributario depurato delle misure una tantum e permanenti e componente di trend



NB: le serie sono espresse in rapporto a variabili macroeconomiche usate come proxy della base imponibile

Fig.4: Entrate tributarie "corrette" e gettito strutturale
(in percentuale del PIL)



NB: le serie sono corrette per le misure una tantum e gli interventi discrezionali.

ELENCO DEI PIÙ RECENTI “TEMI DI DISCUSSIONE” (*)

- N. 670 – *Credit risk and business cycle over different regimes*, di Juri Marcucci e Mario Quagliariello (Giugno 2008).
- N. 671 – *Cyclical asymmetry in fiscal variables*, di Fabrizio Balassone, Maura Francese e Stefania Zotteri (Giugno 2008).
- N. 672 – *Labour market for teachers: Demographic characteristics and allocative mechanisms*, di Gianna Barbieri, Piero Cipollone e Paolo Sestito (Giugno 2008).
- N. 673 – *Output growth volatility and remittances*, di Matteo Bugamelli e Francesco Paternò (Giugno 2008).
- N. 674 – *Agglomeration within and between regions: Two econometric based indicators*, di Valter Di Giacinto e Marcello Pagnini (Giugno 2008).
- N. 675 – *Service regulation and growth: Evidence from OECD countries*, di Guglielmo Barone e Federico Cingano (Giugno 2008).
- N. 676 – *Has globalisation changed the Phillips curve? Firm-level evidence on the effect of activity on prices*, di Eugenio Gaiotti (Giugno 2008).
- N. 677 – *Forecasting inflation and tracking monetary policy in the euro area: Does national information help?* di Riccardo Cristadoro, Fabrizio Venditti e Giuseppe Saporito (Giugno 2008).
- N. 678 – *Monetary policy effects: New evidence from the Italian flow of funds*, di Riccardo Bonci e Francesco Columba (Giugno 2008).
- N. 679 – *Does the expansion of higher education increase the equality of educational opportunities? Evidence from Italy*, di Massimiliano Bratti, Daniele Checchi e Guido de Blasio (Giugno 2008).
- N. 680 – *Family succession and firm performance: Evidence from Italian family firms*, di Marco Cucculelli e Giacinto Micucci (Giugno 2008).
- N. 681 – *Short-term interest rate futures as monetary policy forecasts*, di Giuseppe Ferrero e Andrea Nobili (Giugno 2008).
- N. 682 – *Vertical specialisation in Europe: Evidence from the import content of exports*, di Emanuele Breda, Rita Cappariello e Roberta Zizza (Agosto 2008).
- N. 683 – *A likelihood-based analysis for relaxing the exclusion restriction in randomized experiments with imperfect compliance*, di Andrea Mercatanti (Agosto 2008).
- N. 684 – *Balancing work and family in Italy: New mothers' employment decisions after childbirth*, di Piero Casadio, Martina Lo Conte e Andrea Neri (Agosto 2008).
- N. 685 – *Temporal aggregation of univariate and multivariate time series models: A survey*, di Andrea Silvestrini e David Veredas (Agosto 2008).
- N. 686 – *Exploring agent-based methods for the analysis of payment systems: A crisis model for StarLogo TNG*, di Luca Arciero, Claudia Biancotti, Leandro D'Aurizio e Claudio Impenna (Agosto 2008).
- N. 687 – *The labor market impact of immigration in Western Germany in the 1990's*, di Francesco D'Amuri, Gianmarco I. P. Ottaviano e Giovanni Peri (Agosto 2008).
- N. 688 – *Agglomeration and growth: the effects of commuting costs*, di Antonio Accetturo (Settembre 2008).
- N. 689 – *A beta based framework for (lower) bond risk premia*, di Stefano Nobili e Gerardo Palazzo (Settembre 2008).
- N. 690 – *Nonlinearities in the dynamics of the euro area demand for M1*, di Alessandro Calza e Andrea Zaghini (Settembre 2008).
- N. 691 – *Educational choices and the selection process before and after compulsory schooling*, di Sauro Mocetti (Settembre 2008).
- N. 692 – *Investors' risk attitude and risky behavior: a Bayesian approach with imperfect information*, di Stefano Iezzi (Settembre 2008).
- N. 693 – *Competing influence*, di Enrico Sette (Settembre 2008).

(*) I “Temi” possono essere richiesti a:

Banca d'Italia – Servizio Studi di struttura economica e finanziaria – Divisione Biblioteca e Archivio storico – Via Nazionale, 91 – 00184 Roma – (fax 0039 06 47922059). Essi sono disponibili sul sito Internet www.bancaditalia.it.

2006

- F. Buseti, *Tests of seasonal integration and cointegration in multivariate unobserved component models*, Journal of Applied Econometrics, Vol. 21, 4, pp. 419-438, **TD No. 476 (giugno 2003)**.
- C. BIANCOTTI, *A polarization of inequality? The distribution of national Gini coefficients 1970-1996*, Journal of Economic Inequality, Vol. 4, 1, pp. 1-32, **TD No. 487 (marzo 2004)**.
- L. CANNARI e S. CHIRI, *La bilancia dei pagamenti di parte corrente Nord-Sud (1998-2000)*, in L. Cannari, F. Panetta (a cura di), *Il sistema finanziario e il Mezzogiorno: squilibri strutturali e divari finanziari*, Bari, Cacucci, **TD No. 490 (marzo 2004)**.
- M. BOFONDI e G. GOBBI, *Information barriers to entry into credit markets*, Review of Finance, Vol. 10, 1, pp. 39-67, **TD No. 509 (luglio 2004)**.
- W. FUCHS e LIPPI F., *Monetary union with voluntary participation*, Review of Economic Studies, Vol. 73, pp. 437-457 **TD No. 512 (luglio 2004)**.
- E. GAIOTTI e A. SECCHI, *Is there a cost channel of monetary transmission? An investigation into the pricing behaviour of 2000 firms*, Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 38, 8, pp. 2013-2038 **TD No. 525 (dicembre 2004)**.
- A. BRANDOLINI, P. CIPOLLONE e E. VIVIANO, *Does the ILO definition capture all unemployment?*, Journal of the European Economic Association, Vol. 4, 1, pp. 153-179, **TD No. 529 (dicembre 2004)**.
- A. BRANDOLINI, L. CANNARI, G. D'ALESSIO e I. FAIELLA, *Household wealth distribution in Italy in the 1990s*, in E. N. Wolff (a cura di) *International Perspectives on Household Wealth*, Cheltenham, Edward Elgar, **TD No. 530 (dicembre 2004)**.
- P. DEL GIOVANE e R. SABBATINI, *Perceived and measured inflation after the launch of the Euro: Explaining the gap in Italy*, Giornale degli economisti e annali di economia, Vol. 65, 2, pp. 155-192, **TD No. 532 (dicembre 2004)**.
- M. CARUSO, *Monetary policy impulses, local output and the transmission mechanism*, Giornale degli economisti e annali di economia, Vol. 65, 1, pp. 1-30, **TD No. 537 (dicembre 2004)**.
- L. GUIO e M. PAIELLA, *The role of risk aversion in predicting individual behavior*, In P. A. Chiappori e C. Gollier (a cura di) *Competitive Failures in Insurance Markets: Theory and Policy Implications*, Monaco, CESifo, **TD No. 546 (febbraio 2005)**.
- G. M. TOMAT, *Prices product differentiation and quality measurement: A comparison between hedonic and matched model methods*, Research in Economics, Vol. 60, 1, pp. 54-68, **TD No. 547 (febbraio 2005)**.
- L. GUIO, M. PAIELLA e I. VISCO, *Do capital gains affect consumption? Estimates of wealth effects from Italian household's behavior*, in L. Klein (a cura di), *Long Run Growth and Short Run Stabilization: Essays in Memory of Albert Ando (1929-2002)*, Cheltenham, Elgar, **TD No. 555 (giugno 2005)**.
- F. Buseti, S. FABIANI e A. HARVEY, *Convergence of prices and rates of inflation*, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 68, 1, pp. 863-878, **TD No. 575 (febbraio 2006)**.
- M. CARUSO, *Stock market fluctuations and money demand in Italy, 1913 - 2003*, Economic Notes, Vol. 35, 1, pp. 1-47, **TD No. 576 (febbraio 2006)**.
- S. IRANZO, F. SCHIVARDI e E. TOSETTI, *Skill dispersion and productivity: An analysis with matched data*, CEPR Discussion Paper, 5539, **TD No. 577 (febbraio 2006)**.
- R. BRONZINI e G. DE BLASIO, *Evaluating the impact of investment incentives: The case of Italy's Law 488/92*, Journal of Urban Economics, Vol. 60, 2, pp. 327-349, **TD No. 582 (marzo 2006)**.
- R. BRONZINI e G. DE BLASIO, *Una valutazione degli incentivi pubblici agli investimenti*, Rivista Italiana degli Economisti, Vol. 11, 3, pp. 331-362, **TD No. 582 (marzo 2006)**.
- A. DI CESARE, *Do market-based indicators anticipate rating agencies? Evidence for international banks*, Economic Notes, Vol. 35, pp. 121-150, **TD No. 593 (maggio 2006)**.
- R. GOLINELLI e S. MOMIGLIANO, *Real-time determinants of fiscal policies in the euro area*, Journal of Policy Modeling, Vol. 28, 9, pp. 943-964, **TD No. 609 (dicembre 2006)**.

- S. SIVIERO e D. TERLIZZESE, *Macroeconomic forecasting: Debunking a few old wives' tales*, Journal of Business Cycle Measurement and Analysis, v. 3, 3, pp. 287-316, **TD No. 395 (febbraio 2001)**.
- S. MAGRI, *Italian households' debt: The participation to the debt market and the size of the loan*, Empirical Economics, v. 33, 3, pp. 401-426, **TD No. 454 (ottobre 2002)**.
- L. CASOLARO e G. GOBBI, *Information technology and productivity changes in the banking industry*, Economic Notes, Vol. 36, 1, pp. 43-76, **TD No. 489 (marzo 2004)**.
- G. FERRERO, *Monetary policy, learning and the speed of convergence*, Journal of Economic Dynamics and Control, v. 31, 9, pp. 3006-3041, **TD No. 499 (giugno 2004)**.
- M. PAIELLA, *Does wealth affect consumption? Evidence for Italy*, Journal of Macroeconomics, Vol. 29, 1, pp. 189-205, **TD No. 510 (luglio 2004)**.
- F. LIPPI e S. NERI, *Information variables for monetary policy in a small structural model of the euro area*, Journal of Monetary Economics, Vol. 54, 4, pp. 1256-1270, **TD No. 511 (luglio 2004)**.
- A. ANZUINI e A. LEVY, *Monetary policy shocks in the new EU members: A VAR approach*, Applied Economics, Vol. 39, 9, pp. 1147-1161, **TD No. 514 (luglio 2004)**.
- D. JR. MARCHETTI e F. NUCCI, *Pricing behavior and the response of hours to productivity shocks*, Journal of Money Credit and Banking, v. 39, 7, pp. 1587-1611, **TD No. 524 (dicembre 2004)**.
- R. BRONZINI, *FDI Inflows, agglomeration and host country firms' size: Evidence from Italy*, Regional Studies, Vol. 41, 7, pp. 963-978, **TD No. 526 (dicembre 2004)**.
- L. MONTEFORTE, *Aggregation bias in macro models: Does it matter for the euro area?*, Economic Modelling, 24, pp. 236-261, **TD No. 534 (dicembre 2004)**.
- A. NOBILI, *Assessing the predictive power of financial spreads in the euro area: does parameters instability matter?*, Empirical Economics, Vol. 31, 1, pp. 177-195, **TD No. 544 (febbraio 2005)**.
- A. DALMAZZO e G. DE BLASIO, *Production and consumption externalities of human capital: An empirical study for Italy*, Journal of Population Economics, Journal of Population Economics, Vol. 20, 2, pp. 359-382, **TD No. 554 (giugno 2005)**.
- M. BUGAMELLI e R. TEDESCHI, *Le strategie di prezzo delle imprese esportatrici italiane*, Politica Economica, v. 23, 3, pp. 321-350, **TD No. 563 (novembre 2005)**.
- L. GAMBACORTA e S. IANNOTTI, *Are there asymmetries in the response of bank interest rates to monetary shocks?*, Applied Economics, v. 39, 19, pp. 2503-2517, **TD No. 566 (novembre 2005)**.
- P. ANGELINI e F. LIPPI, *Did prices really soar after the euro cash changeover? Evidence from ATM withdrawals*, International Journal of Central Banking, Vol. 3, 4, pp. 1-22, **TD No. 581 (marzo 2006)**.
- A. LOCARNO, *Imperfect knowledge, adaptive learning and the bias against activist monetary policies*, International Journal of Central Banking, v. 3, 3, pp. 47-85, **TD No. 590 (maggio 2006)**.
- F. LOTTI e J. MARCUCCI, *Revisiting the empirical evidence on firms' money demand*, Journal of Economics and Business, Vol. 59, 1, pp. 51-73, **TD No. 595 (maggio 2006)**.
- P. CIPOLLONE e A. ROSOLIA, *Social interactions in high school: Lessons from an earthquake*, American Economic Review, Vol. 97, 3, pp. 948-965, **TD No. 596 (settembre 2006)**.
- L. DEDOLA e S. NERI, *What does a technology shock do? A VAR analysis with model-based sign restrictions*, Journal of Monetary Economics, Vol. 54, 2, pp. 512-549, **TD No. 607 (dicembre 2006)**.
- A. BRANDOLINI, *Measurement of income distribution in supranational entities: The case of the European Union*, in S. P. Jenkins e J. Micklewright (eds.), *Inequality and Poverty Re-examined*, Oxford, Oxford University Press, **TD No. 623 (aprile 2007)**.
- M. PAIELLA, *The foregone gains of incomplete portfolios*, Review of Financial Studies, Vol. 20, 5, pp. 1623-1646, **TD No. 625 (aprile 2007)**.
- K. BEHRENS, A. R. LAMORGESE, G.I.P. OTTAVIANO e T. TABUCHI, *Changes in transport and non transport costs: local vs. global impacts in a spatial network*, Regional Science and Urban Economics, Vol. 37, 6, pp. 625-648, **TD No. 628 (aprile 2007)**.
- G. ASCARI e T. ROPELE, *Optimal monetary policy under low trend inflation*, Journal of Monetary Economics, v. 54, 8, pp. 2568-2583, **TD No. 647 (novembre 2007)**.
- R. GIORDANO, S. MOMIGLIANO, S. NERI e R. PEROTTI, *The Effects of Fiscal Policy in Italy: Evidence from a VAR Model*, European Journal of Political Economy, Vol. 23, 3, pp. 707-733, **TD No. 656 (dicembre 2007)**.
- G. BARBIERI, P. CIPOLLONE and P. SESTITO, *Labour market for teachers: demographic characteristics and allocative mechanisms*, Giornale degli economisti e annali di economia, v. 66, 3, pp. 335-373, **TD No. 672 (June 2008)**.

E. BREDI, R. CAPPARIELLO e R. ZIZZA, *Vertical specialisation in Europe: evidence from the import content of exports*, Rivista di politica economica, numero monografico, **TD No. 682 (agosto 2008)**.

2008

P. ANGELINI, *Liquidity and announcement effects in the euro area*, Giornale degli Economisti e Annali di Economia, v. 67, 1, pp. 1-20, **TD No. 451 (ottobre 2002)**.

F. SCHIVARDI e R. TORRINI, *Identifying the effects of firing restrictions through size-contingent Differences in regulation*, Labour Economics, v. 15, 3, pp. 482-511, **TD No. 504 (giugno 2004)**.

C. BIANCOTTI, G. D'ALESSIO e A. NERI, *Measurement errors in the Bank of Italy's survey of household income and wealth*, Review of Income and Wealth, v. 54, 3, pp. 466-493, **TD No. 520 (ottobre 2004)**.

S. MOMIGLIANO, J. HENRY e P. HERNÁNDEZ DE COS, *The impact of government budget on prices: Evidence from macroeconomic models*, Journal of Policy Modelling, v. 30, 1, pp. 123-143 **TD No. 523 (ottobre 2004)**.

L. GAMBACORTA, *How do banks set interest rates?*, European Economic Review, v. 52, 5, pp. 792-819, **TD No. 542 (febbraio 2005)**.

P. ANGELINI e A. GENERALE, *On the evolution of firm size distributions*, American Economic Review, v. 98, 1, pp. 426-438, **TD No. 549 (giugno 2005)**.

S. DI ADDARIO e E. PATACCHINI, *Wages and the city. Evidence from Italy*, v.15, 5, pp. 1040-1061, Labour Economics, **TD No. 570 (gennaio 2006)**.

S. FEDERICO e G. A. MINERVA, *Outward FDI and local employment growth in Italy*, Review of World Economics, v. 144, 2, pp. 295-324, **TD No. 613 (febbraio 2007)**.

F. BUSETTI e A. HARVEY, *Testing for trend*, Econometric Theory, v. 24, 1, pp. 72-87, **TD No. 614 (febbraio 2007)**.

V. CESTARI, P. DEL GIOVANE and C. ROSSI-ARNAUD, *Memory for Prices and the Euro Cash Changeover: An Analysis for Cinema Prices in Italy*, In P. Del Giovane e R. Sabbatini (eds.), *The Euro Inflation and Consumers' Perceptions. Lessons from Italy*, Berlin-Heidelberg, Springer, **TD No. 619 (febbraio 2007)**.

J. SOUSA e A. ZAGHINI, *Monetary Policy Shocks in the Euro Area and Global Liquidity Spillovers*, International Journal of Finance and Economics, v.13, 3, pp. 205-218, **TD No. 629 (giugno 2007)**.

M. DEL GATTO, GIANMARCO I. P. OTTAVIANO e M. PAGNINI, *Openness to trade and industry cost dispersion: Evidence from a panel of Italian firms*, Journal of Regional Science, v. 48, 1, pp. 97-129, **TD No. 635 (giugno 2007)**.

P. DEL GIOVANE, S. FABIANI e R. SABATINI, *What's behind "inflation perceptions"? A survey-based analysis of Italian consumers*, in P. Del Giovane e R. Sabbatini (eds.), *The Euro Inflation and Consumers' Perceptions. Lessons from Italy*, Berlin-Heidelberg, Springer, **TD No. 655 (gennaio 2008)**.

B. BORTOLOTTI, e P. PINOTTI, *Delayed privatization*, Public Choice, v. 136, 3-4, pp. 331-351, **TD No. 663 (aprile 2008)**.

R. BONCI e F. COLUMBA, *Monetary policy effects: New evidence from the Italian flow of funds*, Applied Economics, v. 40, 21, pp. 2803-2818, **TD No. 678 (giugno 2008)**.

M. CUCCULELLI, e G. MICUCCI, *Family Succession and firm performance: evidence from Italian family firms*, Journal of Corporate Finance, v. 14, 1, pp. 17-31, **TD No. 680 (giugno 2008)**.

FORTHCOMING

P. ANGELINI, P. DEL GIOVANE, S. SIVIERO e D. TERLIZZESE, *Monetary policy in a monetary union: What role for regional information?*, International Journal of Central Banking, **TD No. 457 (dicembre 2002)**.

L. MONTEFORTE e S. SIVIERO, *The Economic Consequences of Euro Area Modelling Shortcuts*, Applied Economics, **TD No. 458 (dicembre 2002)**.

L. GUIO e M. PAIELLA, *Risk aversion, wealth and background risk*, Journal of the European Economic Association, **TD No. 483 (settembre 2003)**.

R. FELICI e M. PAGNINI, *Distance, bank heterogeneity and entry in local banking markets*, The Journal of

- Industrial Economics, **TD No. 557 (giugno 2005)**.
- M. BUGAMELLI e A. ROSOLIA, *Produttività e concorrenza estera*, Rivista di politica economica, **TD No. 578 (febbraio 2006)**.
- M. PERICOLI e M. TABOGA, *Canonical term-structure models with observable factors and the dynamics of bond risk premia*, Journal of Money, Credit and Banking, **TD No. 580 (febbraio 2006)**.
- E. VIVIANO, *Entry regulations and labour market outcomes. Evidence from the Italian retail trade sector.*, Labour Economics, **TD No. 594 (maggio 2006)**.
- R. BRONZINI e P. PISELLI, *Determinants of long-run regional productivity with geographical spillovers: the role of R&D, human capital and public infrastructure*, Regional Science and Urban Economics, **TD No. 597 (settembre 2006)**.
- U. ALBERTAZZI e L. GAMBACORTA, *Bank profitability and the business cycle*, Journal of Financial Stability, **TD No. 601 (settembre 2006)**.
- M. BUGAMELLI, *Prezzi delle esportazioni, qualità dei prodotti e caratteristiche di impresa: analisi su un campione di imprese italiane*, Economia e Politica Industriale, **TD No. 634 (giugno 2007)**.
- A. CIARLONE, P. PISELLI e G. TREBESCHI, *Emerging Markets' Spreads and Global Financial Conditions*, Journal of International Financial Markets, Institutions & Money, **TD No. 637 (giugno 2007)**.
- S. MAGRI, *The financing of small innovative firms: The Italian case*, Economics of Innovation and New Technology, **TD No. 640 (settembre 2007)**.
- L. FORNI, L. MONTEFORTE e L. SESSA, *The general equilibrium effects of fiscal policy: Estimates for the euro area*, Journal of Public Economics, **TD No. 652 (novembre 2007)**.
- L. ARCIERO, C. BIANCOTTI, L. D'AURIZIO e C. IMPENNA, *Exploring agent-based methods for the analysis of payment systems: A crisis model for StarLogo TNG*, Journal of Artificial Societies and Social Simulation, **TD No. 686 (agosto 2008)**.